# صياغة النماذج المالية والاقتصادية مع EViews

## دليل للطلبة والمحترفين


تأليف

عبد القادر الجندالي      معتصم تاطاحي

ترجمة

د.جاب اللّه محمد جاب اللّه      د.رمضان مفتاح الفيتوري

كلية الاقتصاد      كلية الاقتصاد

جامعة عمر المختار      جامعة عمر المختار

رقم الإيداع : 2021/1977م

الترقيم الدولى: 8 - 36 - 6723 - 977 - 978

**دار حميثرا للنشر** الطبعة الاولى 2021



التوزيع داخل جمهورية مصر العربية والسودان وشمال افريقيا ودول الخليج

جمهورية مصر العربية - القاهرة 26 ش شامبليون

ت : 01113664737 - 01007420665

البريد الالكترونى : Email : homysra@gmail.com

# مُحتوياتُ الكِتابِ

الصفحة | الموضـــوع


محتويات الكتاب ........................................................................ 3

مقدمة المترجمين ........................................................................ 9

**الفصل الأول: مقدمة لبرنامج EViews** ........................................................ 11

1.1 مقدمة Introduction ........................................................................ 11

2.1.1 استيراد البيانات داخل EViews ................................................ 14

1.2.1 قراءة بيانات المتغيرات من Exce/IBM SPSS ............................... 16

2.2.1 حفظ وفتح ملف بيانات EViews ............................................. 19

**الفصل الثاني: مبادئ توجيهية لإجراء الانحدار** ............................................ 23

1.2 الانحدار باستخدام EViews ...................................................... 23

1.1.2 حفظ معادلة الانحدار ........................................................ 29

2.1.2 تحرير وحفظ الرسومات البيانية للانحدار ................................ 30

2.2 دالة كوب دوجلاس The Cobb–Douglas Function ............................ 36

1.2.2 تقدير دالة كوب دوجلاس Estimation of the Cobb–Douglas Model ........................................................................ 37

2.2.2 تفسير معادلة الانحدار Interpret the Regression Equation ........ 39

3.2.2 اختبار المعلمات Testing the Coefficients ................................. 41

4.2.2 تعليق على قيمة $R^2$ واختبار $R^2$ ............................................. 42

5.2.2 تعدد العلاقات الخطية وتحليل البواقي Multicollinearity and Residual Analysis ........................................................................ 43

| الموضـــوع | الصفحة |
|---|---|

1.5.2.2 الكشف عن مشكلة تعدد العلاقات الخطية في EViews ............ 46
2.5.2.2 الكشف عن مشكلة الخطية في برنامج EViews ...................... 50
3.5.2.2 الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين في برنامج EViews ....... 50
4.5.2.2 الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي في EViews ..................... 53

**الفصل الثالث: تحليل السلاسل الزمنية** ........................................................ 57
1.3 سلسلة زمنية واحدة: الطلب على النقود الحقيقية (RMD) .................... 59
1.1.3 الطريقة غير الرسمية: الرسم البياني للسلسلة الزمنية وعرض شكل الارتباط ........................................................................... 59
2.1.3 الطريقة الرسمية: اجراء اختبار ديكي فولر التكميلي Augmented Dicky-Fuller Test (ADF) ........................................................ 61
2.3 السلسلة الزمنية الثانية: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (RGDP) 63
1.2.3 الطريقة غير الرسمية: الرسم البياني للسلسلة الزمنية وانشاء شكل الارتباط ........................................................................... 63
2.2.3 الطريقة الرسمية: إجراء اختبار اختبار ديكي فولر التكميلي (ADF) ............................................................................... 65
3.3 السلسلة الزمنية الثالثة: معدلات الفائدة (INT) ................................ 67
1.3.3 الطريقة غير الرسمية: الرسم البياني للسلسلة الزمنية وإنشاء جدول الارتباط ........................................................................... 67
2.3.3 الطريقة الرسمية: إجراء اختبار فولر التكميلي (ADF) ................ 69
4.3 السلسلة الزمنية الرابعة: الفرق الأول لـ RMD-DRMD ...................... 70
1.4.3 الطريقة غير الرسمية: الرسم البياني للسلاسل الزمنية وإنشاء جدول الارتباط ........................................................................... 70
2.4.3 الطريقة الرسمية: إجراء اختبار ديكي فولر التكميلي (ADF) ..... 72

| الموضوع | الصفحة |
|---|---|


5.3 السلسلة الزمنية الخامسة: الفرق الأول بين المتغير RGDP و DRGDP .. 73

1.5.3 الطريقة غير الرسمية: الرسم البياني للسلسلة الزمنية وإنشاء جدول الارتباط ........................................................................ 73

2.5.3 الطريقة الرسمية: إجراء اختبار ديكي فوللر التكميلي (ADF) ... 75

6.3 السلسلة الزمنية السادسة: الفرق الأول للمتغير INT-DINT ............... 76

1.6.3 الطريقة غير الرسمية: الرسم البياني للسلسلة الزمنية وإنشاء جدول الارتباط ........................................................................ 76

2.6.3 الطريقة الرسمية: إجراء اختبار ديكي فولر (ADF) ......................... 78

**الفصل الرابع : نمذجة السلاسل الزمنية** ......................................................... 81

1.4 خصائص الاستقرار The property of Stationarity ............................... 82

1.1.4 فروق الاتجاه العام Trend Differencing ......................................... 82

2.1.4 الفروق الموسمية Seasonal Differencing ...................................... 85

3.1.4 تجانس البيانات Homoscedasticity ............................................. 86

2.4 السلاسل الزمنية في التطبيق ............................................................. 87

**الفصل الخامس: مزيد من خصائص السلاسل الزمنية** .................................... 103

1.5 الاتجاهات المحددة والعشوائية .......................................................... 103

2.5 معامل فترة التباطؤ والمعكوس .......................................................... 107

3.5 المعادلة المميزة والاستقرار The Characteristics Equation and Stationarity 111

4.5 اختبارات جذور الوحدة Unit Root Tests ............................................ 115

الملحق 1.5: النظرية الثنائية Appendix 5.1: The binomial Teorem ............. 121

الموضـــوع | الصفحة

الملحق 2.5: المعادلة من الدرجة الثانية Appendix 5.2: The Quadratic Equation ........ 123

الفصل السادس: التنبؤ الاقتصادي باستخدام الانحدار ........ 127

1.6 التنبؤ مع نماذج الانحدار ........ 128

2.6 الخطوة الأولى: اختبار استقرار السلاسل الزمنية ........ 129

3.6 الخطوة الثانية: كيفية الحصول على سلاسل زمنية مستقرة ........ 135

4.6 الخطوة الثالثة: اختبار التكامل المشترك The Cointegration Test ........ 141

5.6 الخطوة الرابعة: نموذج التنبؤ Model Forecasting ........ 144

الخطوة الخامسة: الرسم البياني المشترك للمتغير التابع وقيمه المتوقعة المتنبأ بها ........ 152

الخطوة السادسة: إضافة الارتباط الذاتي لحد الخطأ Adding autocorrelation of the error term ........ 153

الفصل السابع: التنبؤ الاقتصادي باستخدام نموذج ARIMA ........ 157

1.7 منهجية Box-Jenkins ........ 157

2.7 نموذج ARIMA ........ 159

3.7 الانحدار الذاتي Autocorrelations ........ 161

1.3.7 دوال الانحدار الذاتي Autocorrelation Functions (ACF) ........ 161

2.3.7 دوال الانحدار الذاتي الجزئي Partial Autocorrelation Functions (PACF) ........ 165

3.3.7 أنماط دالة الانحدار الذاتي ودالة الانحدار الذاتي الجزئي ........ 167

| الموضوع | الصفحة |
|---|---|

**الفصل الثامن: صياغة نماذج التقلبات المالية والاقتصادية: نماذج ARCH و GARCH و EGARCH** ........ 203
1.8 فئات نماذج ARCH The ARCH Class Models ........ 204
إنشاء معدلات سعر الصرف ........ 207
2.8 اختبار تأثيرات ARCH ........ 208
التنبؤ باستخدام نموذج ARCH ........ 216
3.8 مسائل متعلقة بنماذج ARCH في التطبيق العملي ........ 220
4.8 نماذج GARCH ........ 220
5.8 التطبيق: صياغة نموذج التقلب والتقدير GARCH(1,1) ........ 223
6.8 التكامل المشترك Cointegration ........ 237
7.8 ملاحظات ختامية ........ 237

**الفصل التاسع: نماذج المتغير التابع المحدد** ........ 273
1.9 نموذج الاحتمال الخطي ........ 274
عيوب نموذج الاحتمال الخطي ........ 277
2.9 النموذج اللوغاريتمي ........ 279
3.9 تطبيق النموذج اللوغاريتمي ........ 280
4.9 النموذج اللوغاريتمي في EViews ........ 282

**الفصل العاشر: نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)** ........ 291
1.10 منهجية VAR ........ 292
2.10 عملية التقدير ........ 294
الملحق 1.10 : أختبار وولد Wald Test ........ 323

| الموضــــوع | الصفحة |
| --- | --- |

**الفصل الحادي عشر: تحليل بيانات البانل Panel Data Analysis** .................... 325
1.11 طريقة استقرار البانل Panel Stationary Approach: ............................ 327
1.1.11 بيانات البانل لـ LGDP ............................................................ 328
2.1.11 بيانات البانل لـ LGEX ............................................................ 330
3.1.11 الفروق الأولى للبيانات The First Difference of the Data ............ 331
4.1.11 بيانات البانل لـ DLGDP ........................................................ 332
5.1.11 بيانات البانل لـ DLGEX ........................................................ 334
2.11 نموذج بانل ECM ....................................................................... 341
1.2.11 انحدار OLS المجمع (Pooled OLS regression): ........................... 341
2.2.11 نمـــوذج المربعات الصغرى ذات التأثيرات الثابتة للمتغيرات الوهمية (LSDV) ............................................................ 343
3.2.11 اختبار النموذج ........................................................................ 349
4.2.11 قيود نموذج التأثيرات الثابتة LSDV ........................................... 350
3.11 نموذج التأثيرات العشوائية (REM) أو نموذج مكونات الخطأ (ECM) .. 351
4.11 نموذج التأثيرات الثابتة مقابل نموذج التأثيرات العشوائية ................. 354
5.11 النتيجة النهائية ............................................................................ 356

**الفصل الثاني عشر: نموذج تسعير الأصول الرأسمالية (CAPM)** ...................... 357
1.12 معادلة CAPM ........................................................................ 358
2.12 تحليل البواقي ........................................................................... 367

# مقدمة المترجمين

الحمد لله والصلاة والسلام على رسول الله وعلى آله وصحبه أجمعين؛ الحمد لله على توفقيه وامتنانه لنا في إتمام ترجمة هذا الكتاب، فله الحمد حمداً كثيراً طيباً مباركاً فيه.

أما بعد، فلا شك أن اتخاذ القرارات من المهمات التي تواجهنا في حياتنا اليومية على مستوى الأفراد والمسؤولين في المؤسسات، وأهم خطوة في اتخاذ أي قرار هو الحصول على البيانات المتعلقة بذلك القرار ومحاولة تحليلها للوصول إلى أفضل القرارات الممكنة ولتجنب أي خسائر أو مخاطر محتملة؛ وهذا يقودنا إلى الحديث عن تحليل البيانات وصياغة النماذج المناسبة التي تعطي صورة واضحة عن العلاقات المختلفة بين المتغيرات المختلفة التي نواجهها.

هذا الكتاب يتناول صياغة النماذج الاقتصادية والمالية باستخدام برنامج من البرامج المعروفة في مجال تحليل البيانات وهو برنامج EViews، فهذا الكتاب يعطي خطوات عملية - بدون الخوض في التفاصيل العميقة - عن كيفية تحليل البيانات وعن دلالات أرقام المخرجات التي ينتجها برنامج EViews.

تم تقسيم هذا الكتاب إلى أثنى عشر فصلاً، تتضمن أمثلة توضيحية وبيانات عن بعض الحالات الواقعية، فهو كتاب متنوع في محتوياته وعمليّ في خطواته لأي قارئ يحاول الوصول إلى النتائج بأقصر التطرق، حيث تناول الفصل الأول مقدمة عن برنامج EViews شارحاً كيفية استيراد البيانات من ملفات خارجية مثل ملفات أكسيل أو ملفات البرامج الإحصائية مثل SPSS لإدخال البيانات ببرنامج EViews.

أما الفصل الثاني فقد تناول دليل عن تحليل الانحدار واختبار الفرضيات اللازمة لتحليل الانحدار مثل اختبار أن البيانات تتوزع توزيع طبيعي واختبار الارتباط الذاتي وتحليل البواقي رياضياً وبيانياً، في حين أن الفصل الثالث تحدث عن تحليل السلاسل الزمنية موضحاً ذلك من خلال مثال عن المعروض النقدي الحقيقي، وفي الفصل الرابع تم التوسع في موضوع السلاسل ليتم شرح كيفية صياغة نماذج السلاسل الزمنية بشكل أكثر تفصيلاً، وزاد الفصل الخامس في خصائص السلاسل الزمنية عارضاً اتجاهاتها العشوائية والمحددة

وفترات التباطؤ واختبار الفرضيات التي تعتمد عليها بعض اختبارات السلاسل الزمنية.

كما تم التطرق إلى استخدام تحليل الانحدار في التنبؤات الاقتصادية وكيفية صياغة النماذج الخاصة بالتنبؤ في الفصل السادس، أما الفصل السابع فقد توسع في موضوع التنبؤات الاقتصادية مستخدماً طريقة المتوسط المتحرك والانحدار الذاتي موضحاً كيفية اختبار الارتباط الذاتي وتفسيره بيانياً ورياضياً، وتناول الفصل الثامن صياغة نماذج للتقلبات المالية والاقتصادية مستخدماً عدة أنواع من النماذج القياسية، وتم عرض نماذج المتغير التابع المحدود في الفصل التاسع وهي نماذج تحاول التغلب على عيوب نموذج الانحدار الخطي العادي، حيث شرح كلاً من نموذج الاحتمال الخطي والنموذج اللوغاريتمي وتطبيقاتهما، وعرض الفصل العاشر نموذج متجه الانحدار الذاتي ومنهجيته وخطوات تقديره، أما الفصل الحادي عشر فقد تناول موضوع من أهم موضوعات تحليل البيانات وهو تحليل البانل (تحليل البيانات الطولية) وهذا النوع من البيانات يجمع بين السلاسل الزمنية والعينة الطبقية مما يعطي نتائج أي دراسة دقة أكبر، أخيراً تناول الفصل الثاني عشر نماذج تسعير الأصول الرأسمالية وكيفية اختبارها والتحقيق من دقة نتائجها.

أخيراً لا يفوتنا أن نتقدم بالشكر إلى كل من ساهم في إخراج هذا العمل إلى حيز الوجود ونخص بالشكر دار حُميثرا على نشر هذا العمل، ونشكر الدكتور/ عبد القادر الجندالي - مؤلف هذا الكتاب - على تعاونه معنا أثناءً عملية الترجمة، كما نتقدم بالشكر والثناء لأسرنا على تشجيعهم لنا في إتمام هذا العمل؛ فجزى الله الجميع عنا خيراً.

**د.جاب الله محمد جاب الله د.رمضان مفتاح الفيتوري**

**كلية الاقتصاد / جامعة عمر المختار - ليبيا**

**تنوية**: لتطبيق الأمثلة الواردة في هذا الكتاب فأنت تحتاج إلى تحميل البيانات الخاصة بأمثلة هذا الكتاب من الرابط التالي:

**https://www.springer.com/gp/book/9783319929842**




# مقدمة لبرنامج EViews

## 1.1 مقدمة Introduction

برنامج EViews برنامج حاسوب تفاعلي للتحليل الإحصائي والاقتصاد القياسي، مع برنامج EViews يمكنك بسرعة تطوير علاقة إحصائية من البيانات الموجودة لديك ثم استخدام هذه العلاقة للتنبؤ بالقيم المستقبلية للبيانات، لاحظ بأن EViews لا يمكن استخدامه في الحسابات المالية (مثل حساب الأقساط، وحساب القيمة الحالية وحساب معدل العائد الداخلي ... الخ) والمحاكاة وتحليل التكاليف.

برنامج EViews تم تطويره من قبل الاقتصاديين وأغلب استخداماته في الاقتصاد القياسي أو الاقتصاد المالي، وهذا البرنامج يوفر طرق سهلة لإدخال سلسلة من البيانات من خلال لوحة المفاتيح، وإنشاء سلسلة جديدة من بيانات موجودة مسبقاً، واستيراد البيانات من SAS ، IBM SPSS ، Microsoft Excel لعرض وطباعة سلسلة والقيام بالتحليل الاحصائي للعلاقات بين سلسلة البيانات، وتظهر النتائج في نافذة يمكن تعديلها بعدة تقنيات معيارية.

يمكن إدخال أوامر EViews من خلال القوائم، وأغلب التطبيقات لها مجموعة من القوائم والتي تقع في شريط الأدوات الموجود في أعلى نافذة البرنامج، وهناك قوائم منسدلة لكل مجموعة من العناصر في شريط القوائم، فعلى سبيل المثال القائمة الرئيسية تحتو على علامات التبويب أدناه والتي يمكن الاختيار منها.

EViews
File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help

عند النقر على علامة التبويب File سوف تفتح قائمة منسدلة تحتوي على مجموعة إضافية من الأوامر؛ برنامج EViews يستخدم **مربعات الحوار** لإدخال معلومات إضافية، فعلى سبيل المثال إذا قمت باختيار قائمة لتحليل الانحدار فإن EViews يفتح مربع حوار يسمح للمستخدم بإدخال معلومات إضافية عن المحددات عارضاً الاقتراحات الافتراضية للخيارات المتاحة، EViews يستخدم مفتاح "Esc" للإيقاف، فإذا كنت تريد الغاء الوظيفة الحالية أو العملية قيد الاجراء قم بالضغط على مفتاح "Esc" في لوحة المفاتيح.

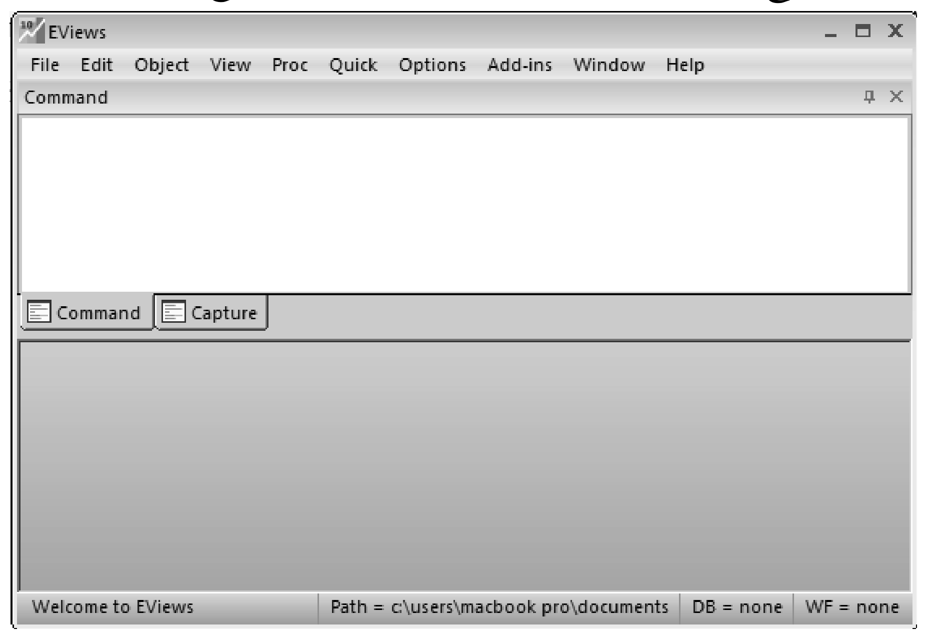
وأخيراً عندما تقوم بتشغيل البرنامج سوف تلاحظ بأن نافذة برنامج EViews كما هي في الشكل 1.1، في الأعلى تلاحظ شريط العنوان عندما يكون EViews هو البرنامج النشط، و**شريط العنوان** له لون أكثر تركيزاً يختلف عن باقي الخطوط في النافذة حيث أنه له لون داكن أكثر، وتحت شريط العنوان مباشرة تجد **القائمة الرئيسية** والقوائم المنسدلة التي تظهر عندما تقوم بالنقر على أي عنصر، وتحت القائمة الرئيسية هناك مساحة بيضاء تسمى نافذة **الأوامر**.

أوامر EViews قد تتم طباعتها هنا ويتم تنفيذ الأوامر عندما يقوم المستخدم بالضغط على مفتاح الإدخال Enter، وهذه المنطقة البيضاء تقوم بوظيفة معالج النص، ولكي تتمكن من استخدام نافذة الأوامر فلابد من معرفة تركيبة أوامر EViews، في الأسفل تجد نافذة **شريط الحالة** وله عدة تقسيمات فرعية، الجانب الأيسر في كثير من الأحيان يتضمن رسالة الحالة التي تم عرضها من قبل EViews، ويمكن مسحها من خلال النقر على الصندوق الموجود في آخر يسار خط شريط الحالة، الجز التالي يعرض المجلد الافتراضي الذي سوف يستخدمه EViews للبحث عن البيانات والبرامج.

المنطقة المظللة في منتصف نافذة EViews في الشكل 1.1 تُسمى **منطقة العمل** حيث يعرض فيها EViews عدد العناصر المختلفة (هذه العناصر تشبه الأوراق والمذكرات التي تضعها على مكتبك أثناء العمل).

برنامج EViews تم تصميمه بالاعتماد على مفهوم العناصر، فسلاسل البيانات والمعادلات والنظم هي أمثلة قليلة عن العناصر، فكل عنصر له نافذته الخاصة به وقائمته ومراحله الخاصة به، كما أن له معاينة البيانات الخاصة

به؛ أغلب المراحل الإحصائية هي ببساطة معاينة للعنصر الموجود في المنطقة الداكنة؛ فعلى سبيل المثال يمكن من القائمة اختيار تغيير معاينة النافذة لتكون على شكل جدول أو سطر أو رسم بياني على شكل أعمدة أو مدرج تكراري مع معاينة الاحصائيات أو تصوير للارتباط ... الخ.




**شكل 1. 1: الشاشة الافتتاحية لبرنامج** EViews

وبالمثل فإن نافذة المعادلة تسمح للمستخدم بالتبديل بين معاينة محددات المعادلة، والنتائج المقدرة، والتصوير البياني للبيانات، وقيم البواقي والقيم المتناسب للمتغير التابع، والجداول، والرسومات البيانية للتنبؤ والتقييم، كما توجد هناك أكثر من أثنى عشر اختبار فرضيات وفحص، يمكنك قص ولصق أي من هذه المعاينات في أي معالج نصوص تفضله، النوافذ المتعددة لعناصر **منطقة العمل** تتداخل مع أخر نافذة تم وضعها كنافذة نشطة، والنافذة النشطة هي النافذة الوحيدة التي يكون إطار عنوانها داكن، وعندما تكون هناك نافذة ظاهرة جزئياً فيمكنك وضعها في الأمام من خلال النقر على إطار العنوان أو النقر على الجزء المرئي لتلك النافذة، كما يمكنك التنقل بين النوافذ من خلال الضغط على زر F6.

## 2.1 استيراد البيانات داخل EViews

### Importing Data into EViews 1.2

أول خطوة في أي مشروع هي الحصول على البيانات وإدخالها في البرنامج الإحصائي، يتعامل برنامج EViews مع البيانات بتنسيقاتها المختلفة بما فيها قواعد البيانات (*.dbf)، وميكرسوفت أكسيل (*.xls) HTML (*.htm; *.html) وبرنامجIBM SPSS (*.sav) والملفات النصية (*.csv; *.txt; *.dat)وهذه القائمة من أنواع البيانات ليست شاملة لكل الأنواع، وأي ملف بيانات ليس من نوع EViews يُسمى ملف خارجي foreign file، ولتحميل ملف البيانات الخارجي أنقر على:

File…
Open…
Foreign Data as Workfile

إذا قمت سابقاً بحفظ ملف بيانات باستخدام برنامج EViews فإن هذا الامتداد الافتراضي لهذا الملف يكون (*.wf1) ويمكن فتحه من خلال:

File…
Open…
EViews workfile

فعلى سبيل المثال الملف المستخدم في الجزء التالي يتضمن بيانات عن المبيعات الشهرية (MONSALES) لشركة هارمون وعلاقت تلك المبيعات مع القيم المالية للخصومات المعروضة من قبل الشركة (…, DISC1, DISC2, DISC6) والتي قامت الشركة بعرضها خلال عشرة أشهر في سنة 2015، قم بفتح الملف وسوف يتم عرض جدول مع المحددات المعروضة في الشكل 2.1.

علامة التبويب Select variables تسمح للمستخدم باختيار أي سلسلة بيانات موجودة في الملف وذلك من خلال النقر على علامة الاختيار في الملف في الشكل 1.2، المتغيرات التي تظهر في القائمة بنفس ترتيبها في الملف، يمكنك ترتيب هذه البيانات من خلال النقر على شريط العنوان للعمود، عرض البيانات سوف يأخذ ثلاث حالات هي الترتيب الأصلي والترتيب من أعلى

لأسفل والترتيب من أسفل لأعلى، أنقر على زر OK سوف يتم استيراد البيانات داخل برنامج EViews كما هو معروض في منطقة العمل بالشكل 3.1.

Table read specification

Select variables | Filter obs

Variable list:

| Variable | Type | Description |
|---|---|---|
| _date_ | Date | _date_ |
| disc1 | Num | disc1 |
| disc2 | Num | disc2 |
| disc3 | Num | disc3 |
| disc4 | Num | disc4 |
| disc5 | Num | disc5 |
| disc6 | Num | disc6 |

Include Attributes — 9 of 9 variables selected

Select by name:

*

Select — Unselect

To update the selected variables, enter a list of names or patterns (example: 'SER01 B* C? *D').

Apply the update to variables that are: Series, Alpha, Dates

OK — Cancel

**شكل 1. 2: مربع حوار قراءة الجدول وتحديد المتغيرات**

في شريط العنوان في نافذة ملف العمل (في الخلفية هناك نافذتان غير نشطتان حالياً)، سوف المجلد الذي يقع به ملف العمل متبوعاً باسم ملف العمل، وتحت شريط العنوان وفي الجزء الرئيسي من النافذة يعرض EViews محتويات ملف العمل؛ لاحظ بأن EViews دائماً يضيف متغيرين افتراضيين إضافيين هما C ويعني الثابت constant ويمكن للباحث استخدام هذا المتغير يمثل التقاطع بمعادلة الانحدار، والمتغير الثاني الافتراضي هو resid والذي يُستخدم لحفظ البواقي الناتجة من النموذج المحسوب، ومن خلال جعل ملف العمل نشط (لجعله نشطاً انقر على شريط العنوان) يمكن للمستخدم اختيار:

View

Details +/-

(أو انقر على أيقونة -/+ Details على شريط الأدوات) للتنقل بين العروض المتاحة لملف العمل هذه العروض تعرض معلومات إضافية حول البيانات التي تم إنشاؤها أو تحديثها بالإضافة إلى معلومات عن التوصيف الذي تم إرفاقه إلى ذلك العنصر في ملف البيانات الخارجي.

**شكل 1. 3: بيانات شركة هارمون تم استيرادها داخل EViews**

### 1.2.1 قراءة بيانات المتغيرات من Exce/IBM SPSS

**Reading Excel/IBM SPSS Data Variables**

إذا كان ملف البيانات الإحصائية على شكل مكلف Microsoft Excel أو IBM SPSS فيمكن قراءة هذه الملفات عن طريق برنامج EViews ولكن يجب أن تكون بيانات المتغيرات في شكل بيانات سنوية فقط، بعد ذلك يمكن تعديل التاريخ بدون صعوبات، وعموماً فإن المتغيرات الزمنية التي تكون في ملفات Microsoft Excel و IBM SPSS مثل متغيرات التي تتضمن بيانات سنوية/ ربع سنوية، أو سنوية/ شهرية، أو سنوية/ شهرية/ ربع سنوية ... الخ لا يمكن إدخالها مباشرة إلى برنامج EViews حيث يجب إجراء تعديل في EViews لتخصيص كل متغير زمني بشكل صحيح، فعلى سبيل المثال سوف تلاحظ في الجزء الأيسر بالشكل 3.1 (المنطقة الرمادية) بأن المتغيرات لا تحتوي على تاريخ حيث تم استيراد المشاهدات (Obs) ووضعها في قائمة من 1 إلى 10.

يجب عليها استبدال عدد المشاهدات (Obs) بتواريخ مناسبة، فعلى سبيل المثال لوصف الأشكال البيانية فإن أول خطوة لتحقيق ذلك هي جعل نافذة ملف البيانات HARMON نافذ نشطة (من خلال النقر على شريط العنوان).

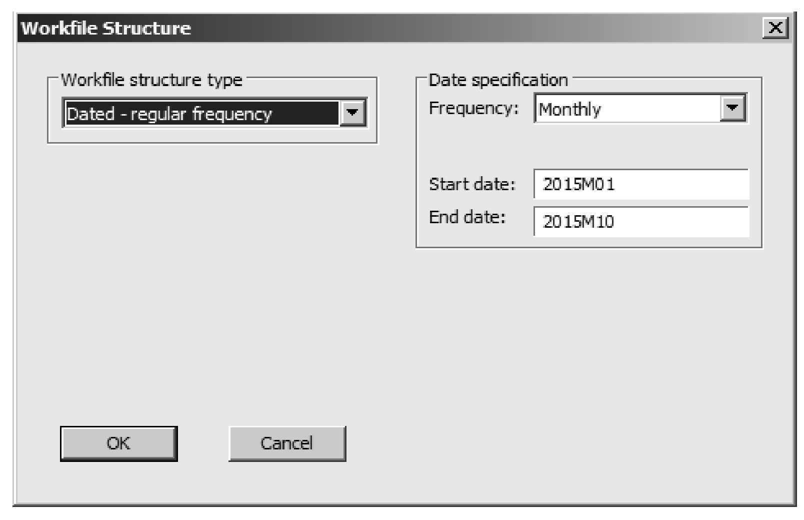
وبعد أن أصبحت النافذة نشطة، أنقر على

Proc

Structure/Resize Current Page

Workfile Structure
Workfile structure type
Unstructured / Undated
Data range
Observations: 10
OK
Cancel

**شكل 1. 4: مربع حوار تركيبة ملف العمل**




**شكل 1. 5: الإدخالات بمربع حوار تركيبة ملف العمل**

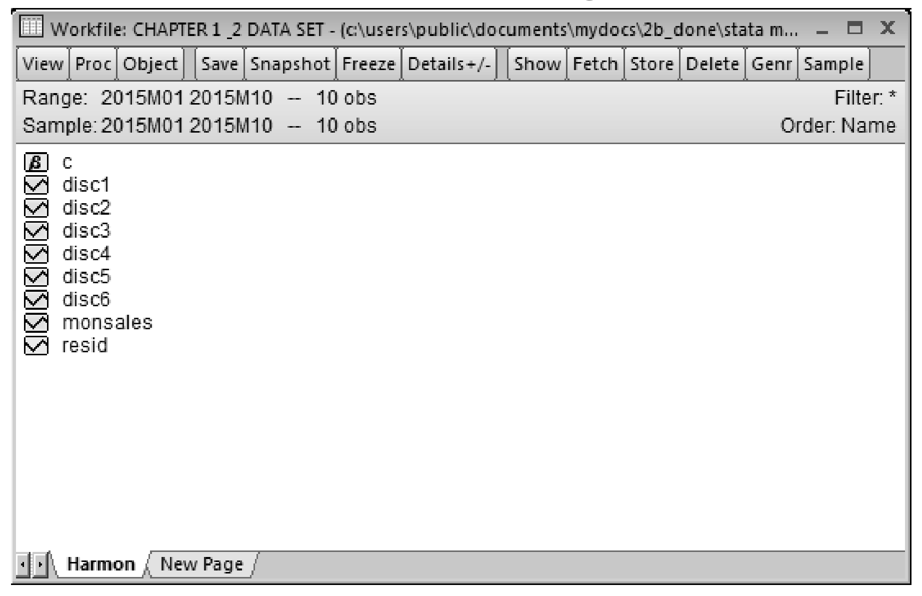
سوف يتم عرض مربع حوار Structure كما في الشكل 4.1، تحت العنوان سوف تجد Workfile structure type انقر على القائمة المنسدلة واختر الخيار Dated-regular frequency كما هو في الشكل 1.5، تحت العنوان Date specification اختر

Frequency: Monthly

Start date: 2015M01

End date: @last

وبالمثل فإذا كانت البيانات ربع سنوية مثلاً فإن تاريخ البداية start date سوف إدخاله كما يلي 2015Q01، ليست هناك حاجة لطباعة آخر تاريخ لأن EViews يقوم بحسابه (يمكنك طباعته إذا كنت ترغب بذلك)، في المثال السابق يمكنك طباعة آخر تاريخ End Date: 2015M10 وتاريخ البداية Start date: @first سوف يقوم EViews بحساب تاريخ البداية، أنقر OK في مربع الحوار ومن المفترض بأن ملف البيانات سوف يظهر كما في الشكل 1.6 وبذلك فإن البيانات تم وضع تاريخ مناسب لها من 2015M01 إلى 2015M10.




**شكل 1. 6: البيانات بعد إدخال التاريخ**

### 2.2.1 حفظ وفتح ملف بيانات EViews

يمكنك حفظ ملف البيانات المعدل أو المحدث من خلال النقر على
File
Save As ...

يتم استخدام الامتداد .wf1 كامتداد خاص بملفات بيانات EViews وإذا كان ملف البيانات موجود مسبقاً فإن EViews يسألك ما إذا كانت تريد تحديث الملف الحالي الموجود على الجهاز لديك، وعندما تقوم بحفظ الملف الجديد على الملف السابق فإن EViews سوف يحتفظ بنسخة احتياطية من الملف الأصلي مع تغيير الحرف الأول في امتداد الملف ليكون ~f1.

عندما تقوم بحفظ ملف عمل فإن EViews يعرض مربع حوار افتراضي مع الخيارات الافتراضية الحالية لحفظ تلك البيانات في ملف العمل، فعند حفظ ملف العمل فإن أول خيار هو دقة مفردة single precision أو دقة مزدوجة double precision ، حيث أن الخيار الأول يجعل حجم الملف أصغر ويحفظ البيانات بأقل دقة حيث أن دقته 7 أرقام، أما الدقة المزدوجة فيتم الحفظ مع 16 رقم؛ كما يمكنك اختيار حفظ الأرقام بشكل مضغوط compressed أو غير مضغوط non-compressed ، والآن قم بحفظ ملف البيانات HARMON.wf1 ولفتح ملف البيانات ببرنامج EViews انقر على:

شكل 1. 7: اختيار المتغيرات

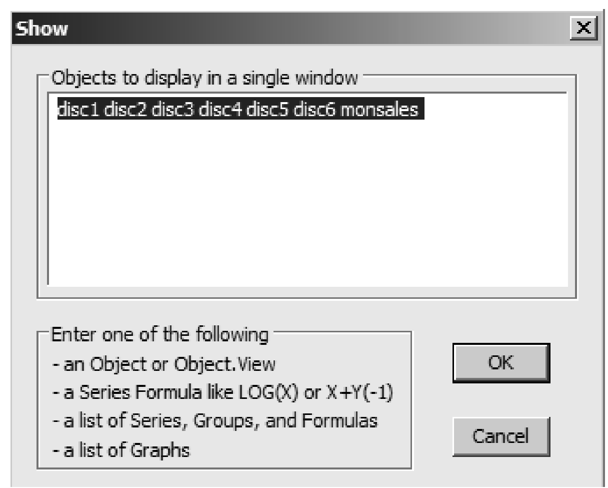
File
Open
EViews Workfile ...

ثم قم بالاستعراض حتى تصل إلى المجلد الذي يحتوي على الملف .HARMON wf1 سوف تجد قائمة بالمتغيرات الستة التي تمثل الخصم والمبيعات الشهرية monsales و C و RESID ، ولكن تتمكن من مشاهدة قيم البيانات أنقر على DISC1 نقرة واحدة سوف يتحول لون ذلك المتغير إلى لون داكن مشيراً إلى أنه تم اختياره، أنقر على مفتاح Shift ثم استخدام مفتاح السهم السفلي لاختيار بقية المتغيرات حتى المتغير MONSALES (قم باستخدام مفتاح Shift ومفتاح Ctrl وانقر الاختيار عدة متغيرات غير متجاورة) سوف ترى أن المتغيرات التي تم اختيارها أصبحت داكنة اللون كما في الشكل 1.7.

ثم انقر على

View
Show

سوف يحصل المستخدم على قائمة بكل المتغيرات التي تم اختيارها في مربع حوار Show كما في الشكل 8.1، أنقر زر OK لاستعراض قيم الخصم المختلفة والمبيعات الشهرية كما هو واضح في الشكل 9.1؛ قمنا سابقاً باختيار المتغيرات ذات العلاقة ومن الممكن عرض ملخص إحصائي لكل متغير من خلال النقر على:




**شكل 1. 8: مربع حوار عرض** Show

Group: UNTITLED Workfile: HARMON::Harmon\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Default | Sort | Edit+/- | Smpl+/- | Compare+/- | Transpose+/- | Title | Sample

| | DISC1 | DISC2 | DISC3 | DISC4 | DISC5 | DISC6 | MONSALES |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2015M01 | 75253 | 220 | 225 | 14433 | 88218 | 76001 | 425075 |
| 2015M02 | 15036 | 120 | 125 | 13333 | 45678 | 56782 | 315305 |
| 2015M03 | 23401 | 230 | 450 | 12309 | 24356 | 60089 | 432101 |
| 2015M04 | 15078 | 130 | 125 | 14351 | 40897 | 50612 | 357191 |
| 2015M05 | 16782 | 135 | 125 | 14523 | 36540 | 59871 | 347874 |
| 2015M06 | 35000 | 170 | 180 | 12309 | 35600 | 45090 | 435529 |
| 2015M07 | 11908 | 90 | 100 | 10456 | 24560 | 33000 | 281783 |
| 2015M08 | 56700 | 220 | 220 | 23450 | 56009 | 78935 | 655748 |
| 2015M09 | 12308 | 95 | 350 | 14562 | 27592 | 50934 | 249482 |
| 2015M10 | 16788 | 140 | 125 | 15670 | 37689 | 60023 | 305682 |

شكل 1. 9: مخرجات EViews تعرض قيم المتغيرات

EViews - [Group: UNTITLED Workfile: HARMON::Harmon\]

File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help

Command

Capture | Command

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

| | DISC1 | DISC2 | DISC3 | DISC4 | DISC5 | DISC6 | MONSALES |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Mean | 27825.40 | 155.0000 | 202.5000 | 14539.60 | 41713.90 | 57133.70 | 380577.0 |
| Median | 16785.00 | 137.5000 | 152.5000 | 14392.00 | 37114.50 | 58326.50 | 352532.5 |
| Maximum | 75253.00 | 230.0000 | 450.0000 | 23450.00 | 88218.00 | 78935.00 | 655748.0 |
| Minimum | 11908.00 | 90.00000 | 100.0000 | 10456.00 | 24356.00 | 33000.00 | 249482.0 |
| Std. Dev. | 21649.14 | 52.28129 | 114.9215 | 3476.965 | 19028.32 | 13599.12 | 116335.6 |
| Skewness | 1.343765 | 0.339311 | 1.191191 | 1.718699 | 1.530429 | 0.038645 | 1.284170 |
| Kurtosis | 3.351274 | 1.657496 | 3.171615 | 5.604688 | 4.650588 | 2.585935 | 4.175563 |
| | | | | | | | |
| Jarque-Bera | 3.060923 | 0.942852 | 2.377166 | 7.750045 | 5.038869 | 0.073926 | 3.324298 |
| Probability | 0.216436 | 0.624112 | 0.304653 | 0.020754 | 0.080505 | 0.963712 | 0.189731 |
| | | | | | | | |
| Sum | 278254.0 | 1550.000 | 2025.000 | 145396.0 | 417139.0 | 571337.0 | 3805770. |
| Sum Sq. Dev. | 4.22E+09 | 24600.00 | 118862.5 | 1.09E+08 | 3.26E+09 | 1.66E+09 | 1.22E+11 |
| | | | | | | | |
| Observations | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 |

Path = c:\users\macbook pro\documents | DB = none | WF = harmon

شكل 1. 10: إحصائيات وصفية يعرضها EViews

Quick
Group statistics
Descriptive statistics
Individual samples

قم بطباعة المتغيرات كما هو في الشكل 8.1 والتي سوف تظهر في شكل جدول (الشكل 10.1) يعرض مخرجات الملخص الإحصائي متضمنة المتوسط

الحسابي والوسيط والانحراف المعياري والالتواء والتفرطح كما يعرض الجدول كذلك نتيجة اختبار جاركيوبيرا Jarque-Bera والتي تختبر الفرضية الصفرية القائلة بأن متغير ما يتوزع توزيع طبيعي.

القيم الرقمية لإحصائية اختبار جاركيوبيرا هي احتمال أو الدلالة الإحصائية المرتبطة بالاختبار، فإذا كانت ذات دلالة إحصائية أقل من 0.05 فإننا نرفض فرضية العدم القائلة بأن المتغير محل التساؤل يتوزع توزيع طبيعي، اختبار جاكيوبيرا والاختبارات الأخرى سوف يتم تناولها في الفصل الثاني.

الفصل الثاني

# مبادئ توجيهية لإجراء الانحدار

بخلاف البرنامج الإحصائي IBM SPSS فإن EViews لا يوفر خيارات للإدخال التدريجي للمتغيرات أو حذفها بعد ادخالها عند اجراء الانحدار، ولكن يمكن تضمين كل المتغيرات في EViews ثم استبعاد المتغيرات الغير مهمة واحدةً تلو الأخرى حتى تتبقى المتغيرات المهمة. الميزة الأساسية لإجراء الانحدار في EViews هي وجود الاختبارات الرسمية لاختبار الفروض المتعلقة بالبواقي (residuals).

## 1.2 الانحدار باستخدام EViews

افتح ملف البيانات HARMON على EViews والذي تم إنشاؤه في الفصل السابق.

من القائمة الرئيسية لـــ EViews في الأعلى انقر على:

Quick

Estimate equation

ليظهر المربع الحواري لتقدير المعادلة الموضح في الشكل 1.2، تحت عنوان "Equation specification" ادخل المتغيرات التي ترغب في تضمينها بداية من المتغير التابع Monsles ، ثم قم بإدخال المتغيرات المستقلة، لاحظ أنه إذا رأينا من المهم تضمين الحد الثابت "intercept term" فإنه يمكن ذلك بإضافة C لهذه القائمة، ولكن في هذا المثال نرى أن الحد الثابت intercept ليس ذو أهمية أو دلالة إحصائية وكذلك المتغيرات DISC3 و DISC1 .

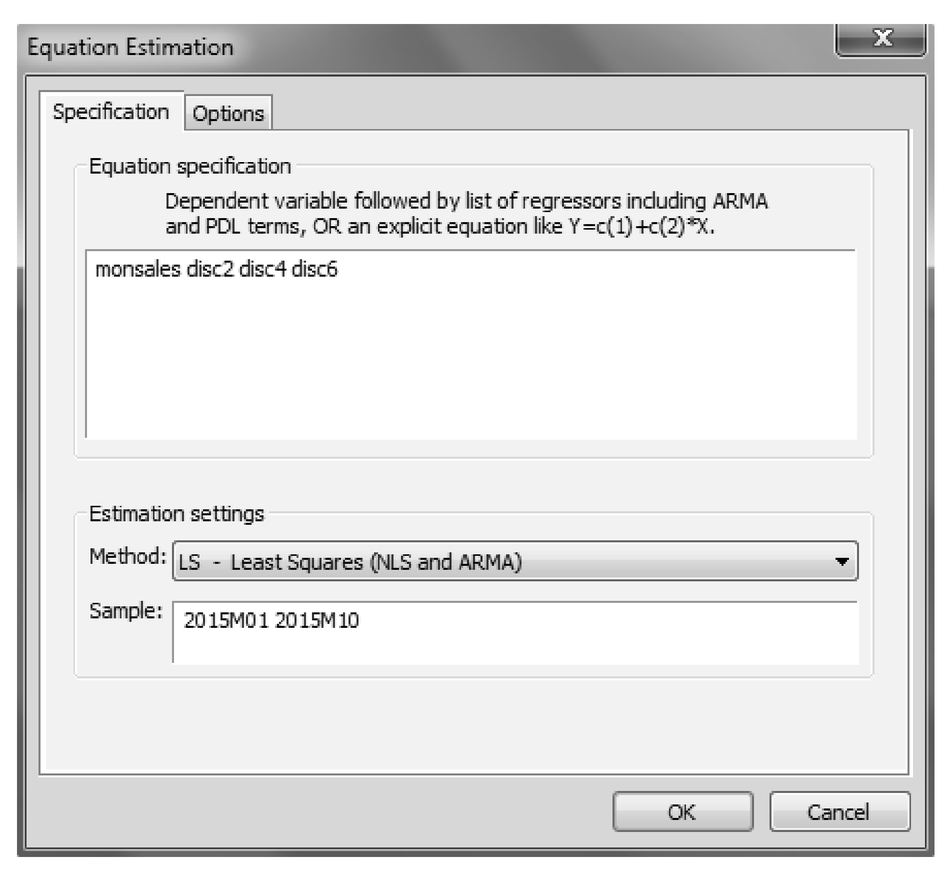
تحت العنوان "Method" اختر LS لـ المربعات الصغرى Least Squares، لاحظ أن فترة العينة حددت لتكون 2015M01-2015M10، ولكن يمكن تغيير ذلك إذا أردنا أجراء انحدار لمجموعة جزئية من الحالات.

انقر OK لنحصل على المربع الحواري الموضح في الشكل 2.2 والذي يستعرض نتائج الانحدار.

كل المعلمات او المعاملات هي ذات أهمية احصائياً ($p < 0.025$) ومعلمة معامل التحديد $R^2$ تساوي 92.35%.

الآن نواصل نحو تطبيق اجراء الاختبارات الإحصائية الرسمية على البواقي، انقر على زر View في المربع الحواري المبين في الشكل 2.2 ثم انقر :

Residual diagnostics
Histogram-normality Test




**شكل 2-1 المربع الحواري لتقدير معادلة الانحدار**

Equation: UNTITLED Workfile: HARMON::Harmon\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: MONSALES
Method: Least Squares
Date: 11/15/19 Time: 09:53
Sample: 2015M01 2015M10
Included observations: 10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DISC2 | 2099.905 | 359.1615 | 5.846689 | 0.0006 |
| DISC4 | 25.75779 | 5.131763 | 5.019286 | 0.0015 |
| DISC6 | -5.570515 | 1.846840 | -3.016242 | 0.0195 |

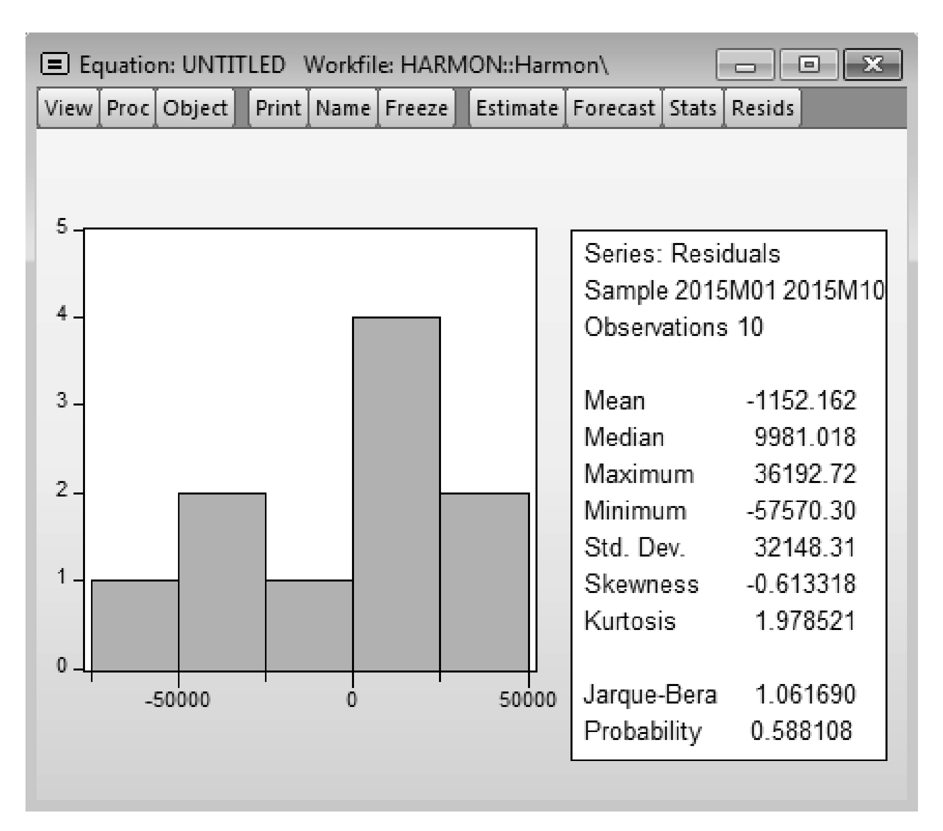
| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.923527 | Mean dependent var | 380577.0 |
| Adjusted R-squared | 0.901677 | S.D. dependent var | 116335.6 |
| S.E. of regression | 36478.76 | Akaike info criterion | 24.09017 |
| Sum squared resid | 9.31E+09 | Schwarz criterion | 24.18095 |
| Log likelihood | -117.4509 | Hannan-Quinn criter. | 23.99059 |
| Durbin-Watson stat | 1.377273 | | |

شكل 2-2 معادلة الانحدار في EViews

للحصول على النتائج في الشكل 3.2، وهي نتائج تطبيق اختبار Jarque-Bera والذي يستخدم لاختبار التوزيع الطبيعي للبواقي في نموذج الانحدار، وقد تمت مناقشته في الفصل الأول من هذا الكتاب.

الفرض الصفري لاختبار Jarque-Bera هو أن البواقي موزعة توزيعاً طبيعياً، ولذلك، فإن مستوى المعنوية البالغ 0.598 لهذا الاختبار يقودنا إلى عدم رفض الفرض الصفري. (ملاحظة: هذا الاختبار هو اختبار ذو طرف واحد).

الشكل البياني يمكن أن تتم عليه بعض التعديلات ومن ثم حفظه أو إرساله إلى الذاكرة المؤقتة (انظر القسم التالي).




شكل 2-3 اختبار Jarque-Bera للتوزيع الطبيعي

الآن ننتقل إلى اختبار احصائي آخر يتعلق بالكشف عن مشكلة **الارتباط الذاتي التسلسلي (أو الزمني)** في البواقي (Statistical test for serial (or temporal autocorrelation in the residuals.

بالنقر على زر View في الصندوق الموضح في الشكل 3.2 واختيار:

Residual diagnostics
Serial correlation LM test

(لاحظ إنّ LM هو اختصار لاختبار Lagrange Multiplier).

سوف يظهر لك مربع لتحديد عدد الفجوات الزمنية lag specification التي ترغب في اختبار ارتباطها الذاتي، حيث أن العدد الافتراضي الذي يقدمه البرنامج هو 2. أما في حالة البيانات الربع سنوية، من الأفضل تغيير عدد

الفجوات الزمنية إلى 4 أو 8 (الارتباط الذاتي لأكثر من سنة أو سنتين من البيانات). بعد تحديد عدد الفجوات الزمنية انقر على زر OK للحصول على المخرجات الموضحة في الشكل 4.2، وفي جوهر الأمر فإنك تحتاج فقط للنتائج التي برزت في أعلى مربع المخرجات. الفرض الصفري هو أن البيانات (البواقي في مثالنا الحالي) لا تحتوي على ارتباط ذاتي تسلسلي (زمني).

هناك احصائيتين لهذا الاختبار ومن النادر أن يحدث تضارب فيما بينهما بشأن قبول أو رفض الفرض الصفري. الأولى هي إحصائية F والتي كانت ذات معنوية بلغت 0.415؛ والاحصائية الثانية هي chi-square والتي كانت ذات معنوية بلغت 0.228. هذه النتائج تقودنا إلى عدم امكانية رفض الفرض الصفري (وذلك لأن $p > 0.05$ في هذا الاختبار) ونستنتج أن البواقي (residuals) في نموذج الانحدار لا تنطوي على ارتباط ذاتي زمني.

أخيراً، ننتقل إلى اختبار ثبات التباين homoscedasticity للبواقي في نموذج الانحدار.

بالنقر على زر View في الشكل 4.2 ثم اختيار

Residual diagnostics
White heteroscedasticity (no cross terms)

نتحصل على النتائج في الشكل 5.2. الفرض الصفري لاختبار White هو أن البواقي تتميز بثبات التباين homoscedasticity. ومرة أخرى، تتوفر لدينا احصائيتان؛ الأولى هي إحصائية F ذات المعنوية 0.896 و إحصائية chi-square والتي كانت ذات معنوية بلغت 0.699. كلاهما يقترح أنه لا يمكن رفض الفرض الصفري (حيث أن $p > 0.05$ لهذا الاختبار)؛ وأن البواقي تتميز بثبات التباين.

Equation: UNTITLED Workfile: HARMON::Harmon\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: White

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.583095 | Prob. F(6,3) | 0.7374 |
| Obs*R-squared | 5.383600 | Prob. Chi-Square(6) | 0.4956 |
| Scaled explained SS | 1.416377 | Prob. Chi-Square(6) | 0.9649 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 11/15/19 Time: 10:47
Sample: 2015M01 2015M10
Included observations: 10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -1.18E+08 | 1.25E+09 | -0.094534 | 0.9306 |
| DISC2^2 | -9322.889 | 635047.6 | -0.014681 | 0.9892 |
| DISC2*DISC4 | -7887.581 | 10118.86 | -0.779493 | 0.4925 |
| DISC2*DISC6 | 1852.787 | 5760.644 | 0.321629 | 0.7688 |
| DISC4^2 | -119.6704 | 144.6192 | -0.827486 | 0.4686 |
| DISC4*DISC6 | 81.81085 | 89.41803 | 0.914926 | 0.4277 |
| DISC6^2 | -12.13324 | 18.34210 | -0.661497 | 0.5556 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.538360 | Mean dependent var | 9.31E+08 |
| Adjusted R-squared | -0.384920 | S.D. dependent var | 1.02E+09 |
| S.E. of regression | 1.20E+09 | Akaike info criterion | 44.84074 |
| Sum squared resid | 4.30E+18 | Schwarz criterion | 45.05255 |
| Log likelihood | -217.2037 | Hannan-Quinn criter. | 44.60839 |
| F-statistic | 0.583095 | Durbin-Watson stat | 1.064561 |
| Prob(F-statistic) | 0.737400 | | |

**شكل 2-4 اختبار The Breusch-Godfrey للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي التسلسلي**

بعد اجراء هذه الاختبارات يمكنك في أي وقت الرجوع إلى النتائج المبدئية لنموذج الانحدار (الشكل 2.2)، بالنقر على زر View واختيار:

Estimation Output

كذلك يمكنك انتاج رسم بياني يوضح المشاهدات الحقيقية والقيم المقدرة عن طريق نموذج الانحدار، وقيم البواقي، عن طريق النقر على View ثم اختيار:

Actual, Fitted, Residual

Actual, Fitted, Residual Graph

وعندها نتحصل على النتائج البيانية الموضحة في الشكل 6.2. وبالمثل، هناك خيار لإنتاج جدول Table بهذه المتغيرات بدلاً من الرسم البياني.

Equation: UNTITLED Workfile: HARMON::Harmon\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: White

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.583095 | Prob. F(6,3) | 0.7374 |
| Obs*R-squared | 5.383600 | Prob. Chi-Square(6) | 0.4956 |
| Scaled explained SS | 1.416377 | Prob. Chi-Square(6) | 0.9649 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 11/15/19 Time: 10:47
Sample: 2015M01 2015M10
Included observations: 10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -1.18E+08 | 1.25E+09 | -0.094534 | 0.9306 |
| DISC2^2 | -9322.889 | 635047.6 | -0.014681 | 0.9892 |
| DISC2*DISC4 | -7887.581 | 10118.86 | -0.779493 | 0.4925 |
| DISC2*DISC6 | 1852.787 | 5760.644 | 0.321629 | 0.7688 |
| DISC4^2 | -119.6704 | 144.6192 | -0.827486 | 0.4686 |
| DISC4*DISC6 | 81.81085 | 89.41803 | 0.914926 | 0.4277 |
| DISC6^2 | -12.13324 | 18.34210 | -0.661497 | 0.5556 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.538360 | Mean dependent var | 9.31E+08 |
| Adjusted R-squared | -0.384920 | S.D. dependent var | 1.02E+09 |
| S.E. of regression | 1.20E+09 | Akaike info criterion | 44.84074 |
| Sum squared resid | 4.30E+18 | Schwarz criterion | 45.05255 |
| Log likelihood | -217.2037 | Hannan-Quinn criter. | 44.60839 |
| F-statistic | 0.583095 | Durbin-Watson stat | 1.064561 |
| Prob(F-statistic) | 0.737400 | | |

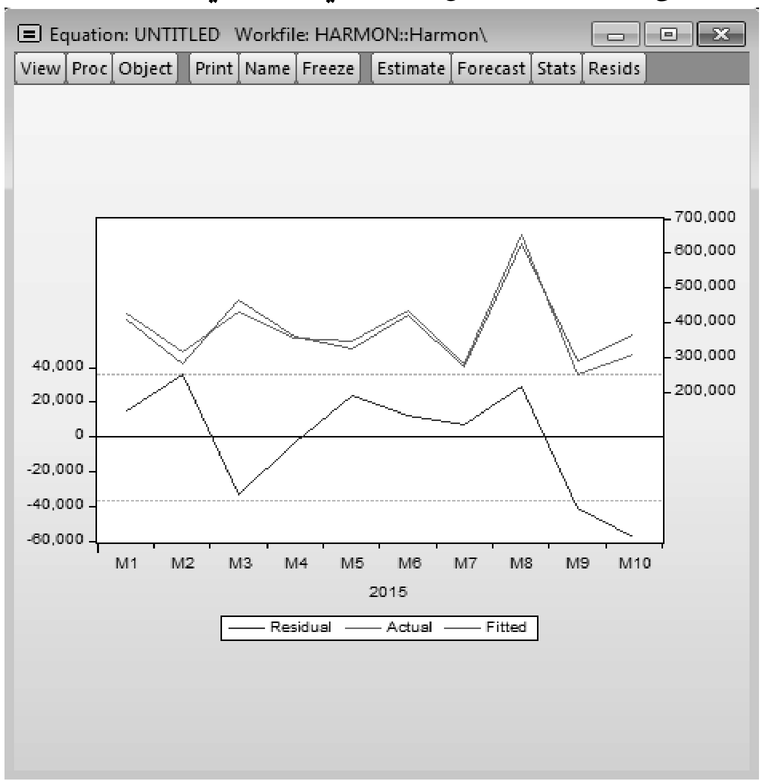
**شكل 2-5 اختبار White للكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين**

## 1.1.2 حفظ معادلة الانحدار

يمكن حفظ معادلة الانحدار في الشكل 2.2 وذلك بالنقر على زر Object واختيار Name ليظهر مربع السؤال عن الاسم المراد إعطائه للمعادلة 'Name to identify object' - ونفترض اختيار اسم (equation1) لمعادلة الانحدار. الاسم ينبغي ألا يتجاوز 300 خانة على أقصى تقدير، مع أنه ينصح بأن يحتوي على 16 خانة أو أقل، وإذا قمت بحفظ الملف (بالامتداد. wf1) ، هذه المعادلة سوف تحفظ مع المتغيرات الأخرى للدراسة. عند إعادة فتح الملف (والذي هو الآن ملف بصيغة EViews ) سوف تلاحظ :

equation1

المعادلة المضافة ضمن قائمة المتغيرات التي تم حفظها، وعند النقر عليها ستتم استعادة المعادلة ومن ثم استكمال اجراء أي اختبارات إضافية للبواقي أو غير ذلك من خطوات التحليل الإحصائي والقياسي.




**شكل 2-6 القيم الحقيقية والقيم المقدرة وقيم البواقي**

## 2.1.2 تحرير وحفظ الرسومات البيانية للانحدار

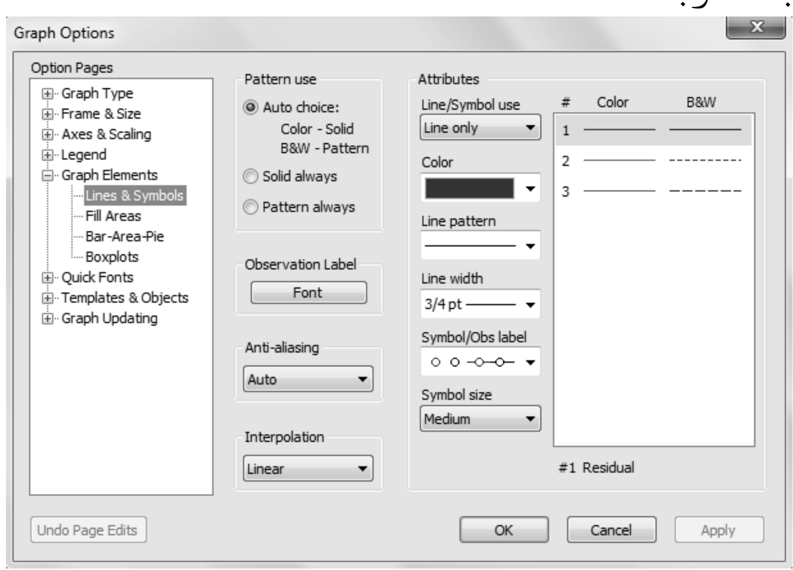
الشكل البياني 6.2 تم استخراجه باستخدام الإعدادات الافتراضية للرسوم البيانية في EViews، إلا أنه قد ترغب في تغيير الألوان المستخدمة (خاصة عند الطباعة بالأسود والأبيض)، وتحرير تنسيق وشكل الخطوط (مثل استخدام الخطوط المتقطعة)، أو تغيير الرموز المستخدمة وكتابة رموزك الخاصة. بداية يجب خلق كائن بياني مستقل عن طريق استخدام زر freeze في أعلى القائمة في الشكل 6.2 بعد ظهور الكائن البياني المستقل للشكل البياني يصبح بالإمكان

تغيير الخيارات الخاصة بالشكل عن طريق الضغط على قائمة options ليظهر المربع الحواري الموضح في الشكل 7.2 والذي يحتوي على كل الخيارات المتاحة مشروحة بشكل ذاتي.

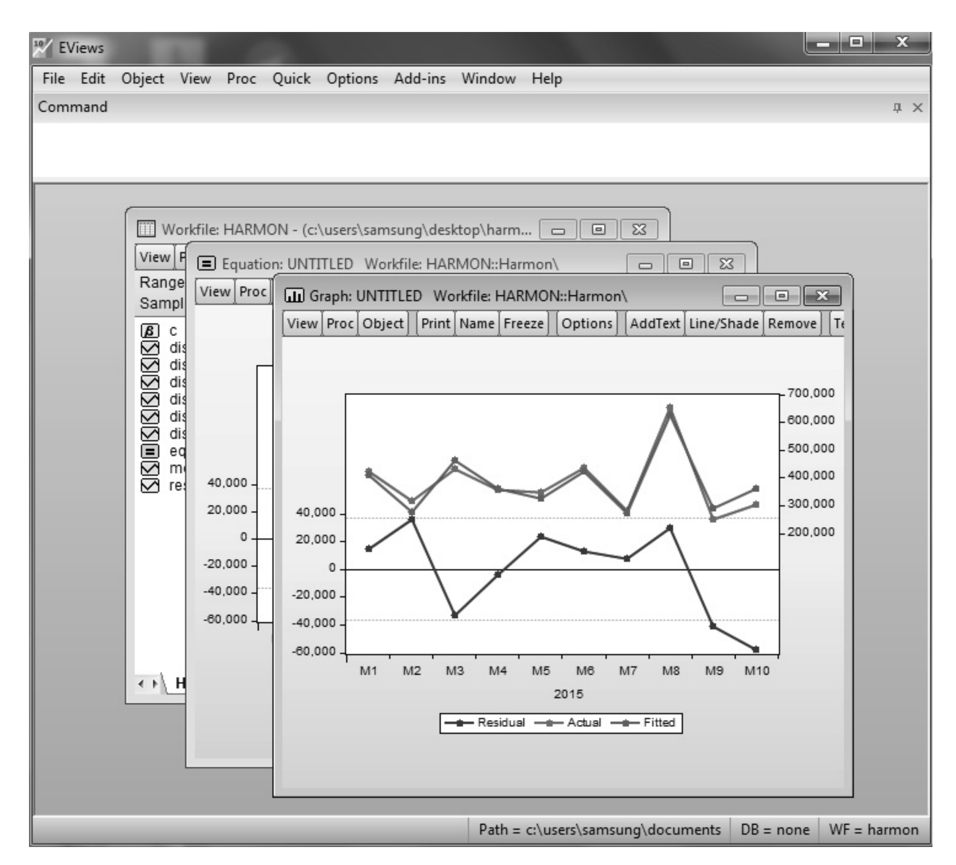
في الشكل 6.2، تم تمثيل البواقي بيانياً باللون الأزرق، القيم الحقيقية باللون الأحمر، أما القيم المقدرة فرسمت باللون الأخضر. المربع الحواري في الشكل 7.2 يمكن التمرير لأسفل لتغيير الخيارات حسب المطلوب، فيمكن تغيير اللون 'color' و نمط الخط 'Line pattern' ، وتغيير سمك الخط من خلال 'Line/ Symbol width' بدلاً من النمط الافتراضي الموضوع وهو 3/4 نقطة. عند الانتهاء والضغط على زر OK تظهر كل هذه التغييرات كما في الشكل 8.2. بعد ذلك يمكننا حفظ أو نسخ الشكل البياني عن طريق النقر على

Edit
Copy

من القائمة الرئيسية لبرنامج Eviews ومن ثم إرسال الشكل البياني المعدل إلى الذاكرة المؤقتة the clipboard، وعندها يمكن فتح برنامج Word ولصق (paste) الشكل البياني فيه مع التحكم في تغيير حجمه وموضعه في المستند حسب المطلوب.




**شكل 2-7 المربع الحواري لخيارات الشكل البياني**




**شكل 2-8 الشكل البياني بعد التحرير**

يمكن حفظ الشكل البياني إما عن طريق النقر بالجانب الأيمن من الماوس داخل الشكل البياني الفعال أو عن طريق النقر على الزر Proc ، لتظهر بعد ذلك قائمة منسدلة اختر منها Save graph to disc ثم قم بإدخال الاسم والمسار المطلوب. الخطوة التالية هي اختيار نوع الملف، حيث أن النوع الافتراضي هو Enhanced Metafile ذي الامتداد (emf.* ).

البواقي في نموذج الانحدار محفوظة بشكل تلقائي وباسم ' resid '، الجدير بالذكر أن C "الحد الثابت" و resid "البواقي" يتم ادراجها بشكل تلقائي بواسطة EViews.

إذا أردنا تمثيل بياني للبواقي لوحدها فيمكن ذلك عن طريق القائمة الرئيسية وبالنقر على:

Quick
Graph
Line graph

وقم بإدخال اسم المتغير resid في المربع الحواري الناتج. ربما ترغب في تمثيل القيم المعيارية للبواقي standardized residuals (الوسط الحسابي للبواقي = 0، والانحراف المعياري للبواقي = 1)، والتي سوف تساعد في تحديد القيم الخارجة أو الشاذة (outliers). تذكر أن تحويل قيم البواقي إلى قيم معيارية يتم من خلال المعادلة التالية:

$$\boldsymbol{sresid} = \frac{resid\text{-}mean}{SD}$$

حيث أن sresid هي البواقي كقيم معيارية، SD تعبر عن الانحراف المعياري لقيم البواقي الأصلية، و mean هو الوسط الحسابي للبواقي، ويمكن للحصول على القيم الرقمية للمتوسط والانحراف المعياري للبواقي عن طريق القائمة الرئيسية لبرنامج EViews بالنقر على:

Quick
Series statistics
Histogram and stats

سيطلب منك ادخال اسم سلسلة البيانات، اطبع resid ثم انقر على OK ، سوف تلاحظ أن قيمة المتوسط الحسابي للبواقي = (1152.162 -) ، مع انحراف معياري = (32,148.31).

لإنتاج سلسلة بيانات تحتوي على القيم المعيارية للبواقي (اسم المتغير الجديد هنا هو sresid)، انقر:

Quick
Generate Series

للدخول على مربع حواري بعنوان Generate Series by Equation، موضح في الشكل 9.2 ، ويتم عن طريقه إنتاج سلاسل بيانات باستخدام معادلة. أسفل العنوان 'Enter Equation' قم بطباعة المعادلة المطلوبة، أما العنوان الثاني

'Sample' فدعه دون إجراء أي تغيير، لأنا نريد القيم المعيارية للبواقي لكل المشاهدات. انقر على زر OK وسوف تلاحظ أن المتغير الجديد sresid قد تمت إضافته لقائمة المتغيرات. بالنقر المزدوج على sresid في هذه القائمة من المتغيرات سوف يتم عرض المخرجات كما في الشكل 10.2. تجدر الملاحظة أنه لاتوجد قيم خارجة في هذه العشرة أشهر طالما أنه لا توجد بواقي معيارية تقع وراء 2±.

لإنشاء رسم بياني لهذه السلسلة الجديدة sresid خلال الزمن، من قائمة EViews الرئيسية انقر:

Quick
Graph

Generate Series by Equation

Enter equation

sresid =(resid + 1152.62)/32148.31

Sample

2015M01 2015M10

OK    Cancel

شكل 2-9 المربع الحواري لاستخلاص سلسلة بيانات عن طريق معادلة

EViews

File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help

Command

Workfile: HARM | Series: SRESID Workfile: HARMON::Harmon\

View Proc Object Properties Print Name Freeze Default Sort Edit+/- Smpl+/-

Range: 2015M01
Sample: 2015M01

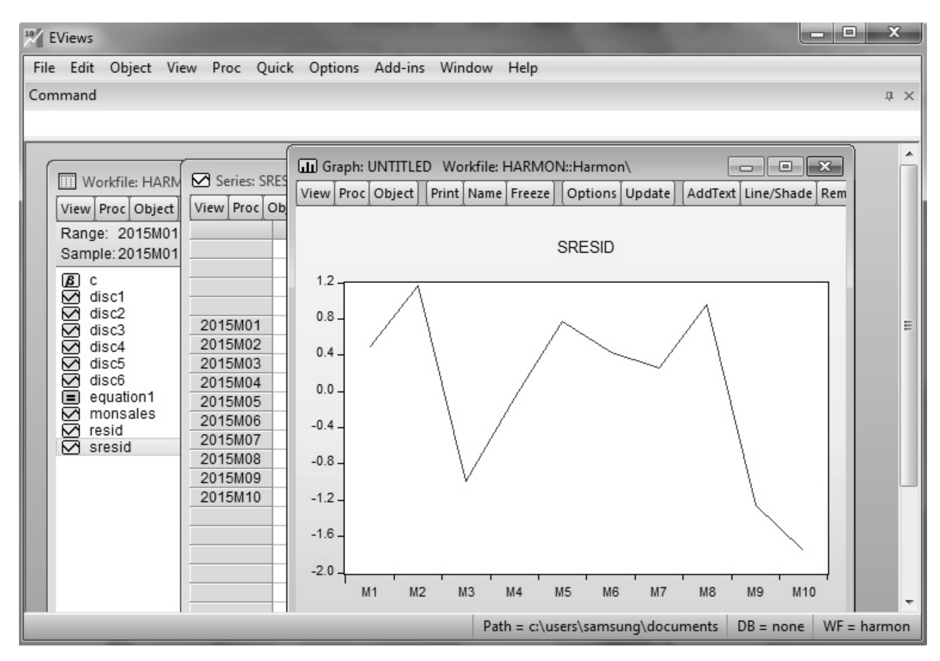
c, disc1, disc2, disc3, disc4, disc5, disc6, equation1, monsales, resid, sresid

Last updated: 11/25/19 - 21:58
Modified: 2015M01 2015M10 =>
sresid = (resid +1152.162)/32148.31

| | |
|---|---|
| 2015M01 | 0.493043 |
| 2015M02 | 1.161644 |
| 2015M03 | -0.996974 |
| 2015M04 | -0.073400 |
| 2015M05 | 0.776739 |
| 2015M06 | 0.429856 |
| 2015M07 | 0.262758 |
| 2015M08 | 0.952131 |
| 2015M09 | -1.250864 |
| 2015M10 | -1.754933 |

Path = c:\users\samsung\documents DB = none WF = harmon

شكل 2-10 قائمة القيم القياسية للبواقي حسب الأشهر




شكل 2-11 التمثيل البياني للقيم القياسية للبواقي

وفي المربع الحواري الذي يعرض قائمة بالسلاسل الزمنية Series List ادخل اسم السلسلة sresid ثم اختر Line &Sympbol، وسوف نحصل على النتائج الموضحة في الشكل البياني 11.2، ويمكن تحرير الشكل البياني عن طريق استخدام Freeze و Options.

## 2.2 دالة كوب دوجلاس The Cobb-Douglas Function

تعد دالة الإنتاج كوب دوجلاس من أكثر الدوال شيوعاً في تمثيل العلاقة ما بين مدخلات ومخرجات الإنتاج، وكانت قد اقترحت من قبل Knut Wicksell (1851 - 1926)، واختبرت احصائياً بواسطة كل من Charles Cobb و Paul Douglas سنة 1928. في حالة الإنتاج فإن الدالة يمكن أن تصاغ كالأتي:

$$Y = AL^{\alpha}K^{\beta} \qquad (1.2)$$

حيث:

- Y= **الناتج الكلي (القيمة النقدية للمواد المصنعة في السنة)**
- L = **مدخلات العمل**
- K = **مدخلات رأس المال**
- A = **عامل الإنتاجية الكلي**
- α و β **هما مرونات مخرجات الإنتاج بالنسبة للعمل ورأس المال على التوالي. هذه القيم هي قيم ثابتة ومحددة بمستوى التكنولوجية المتوفرة.**

مرونة الإنتاج تقيس درجة استجابة الناتج للتغير في مستويات وحدات العمل أو رأس المال المستخدمة في العملية الإنتاجية. فعلى سبيل المثال إذا كانت 0.15 = α، فإن ذلك يعني أن زيادة وحدات العمل بمقدار 1% سوف يؤدي إلى زيادة الناتج بمقدار 0.15%. كذلك، إذا كان α+β =1، فإن دالة الإنتاج ذات عوائد حجم ثابتة. أي إنه إذا ازدادت L و K بمقدار 20%، فإن Y سوف تزداد بمقدار 20%. أما إذا كانت α+β < 1، فإن عوائد الحجم سوف تكون متناقصة. وإذا كانت α+ β < 1 فإن عوائد الحجم ستكون متزايدة. مع افتراض

المنافسة الكاملة و α+β =1، فإن α و β يمثلان حصة العمل ورأس المال في الناتج. تأسيساً على النظرية أعلاه فإن النموذج المستخدم يمكن أن يكون كالآتي:

$$LY = \beta_0 + \beta_1 LK + \beta_2 LL \qquad (2.2)$$

ولتقدير النموذج أعلاه، نقوم بجمع البيانات عن كلٍ من الناتج (Y)، رأس المال (K) و العمل (L)، ثم بتحويل البيانات إلى لوغاريتمات في EViews عن طريق النقر على:

Quick
Generate Series

بعد ذلك تتم طباعة LY = LOG (Y) تحت العنوان 'Enter Equation'. الجدول 1.2 يعرض البيانات الخاصة بالناتج ورأس المال والعمل في صورتها اللوغاريتمية.

### 1.2.2 تقدير دالة كوب دوجلاس Estimation of the Cobb–Douglas Model

عند النقر على Quick من القائمة الرئيسية في الأعلى اختر Graph، سوف تظهر نافذة بعنوان Series List قم بكتابة اسم المتغير التابع (LY) في البداية ثم اسم المتغير المستقل (LK) في هذه النافذة. الاسم الأول سوف يكون على المحور الأفقي. من مربع خيارت الشكل البياني Graph Options اختر نوع الشكل البياني Scatter ثم انقر OK وسوف يظهر الشكل البياني كما في الشكل 12.2. نقوم بنفس الخطوات مع المتغير المستقل الثاني (LL) لنحصل على الشكل 13.2. كلا الأشكال البيانية تدلل على أن هناك زيادة في الناتج (Y) عند زيادة رأس المال (K) وزيادة العمل (L). الخطوة التالية هي إجراء انحدار وفيه يكون LY كمتغير تابع، وLK و LL كمتغيرات مستقلة على التوالي. نتائج الانحدار موضحة في الشكل 14.2.

**كيف يمكن لصق نتائج EViews على ملف وورد**

1 - بعد انتاج الرسم البياني انقر على الزر Print Scrn/SyRq على لوحة المفاتيح.

2 - افتح برنامج الرسام (Paint)، عن طريق الذهاب إلى قائمة ابدأ Start، ثم All Programs واختر Accessories ومنها اختر Paint.

3 - من برنامج الرسام Paint، انقر على ايقونة Paste للصق المخرجات التي في الحافظة المؤقتة (Clipboard) لتحصل على نتائج Eviews في نافذة برنامج Paint.

4 - استخدم زر Select في شريط القائمة الأعلى من أجل تحديد الجزء من نتائج Eviews المراد اقتطاعها.

5 - انقرعلى ايقونة Cut أو باستخدام الاختصار Ctrl+X من لوحة المفاتيح.

6 - افتح ملف مستند وورد واختر لصق "Paste" لتحصل على نتائج Eviews في ملف الــ Word.

**جدول 1.2 مجموعة بيانات الإنتاج ورأس المال والعمل في شكل اللوغاريتمي**

| LY | LK | LL |
|---|---|---|
| 4.61 | 4.61 | 4.61 |
| 4.62 | 4.67 | 4.65 |
| 4.72 | 4.74 | 4.70 |
| 4.80 | 4.80 | 4.77 |
| 4.82 | 4.88 | 4.81 |
| 4.80 | 4.93 | 4.75 |
| 4.96 | 5.00 | 4.83 |
| 5.02 | 5.09 | 4.89 |
| 5.02 | 5.17 | 4.93 |
| 4.84 | 5.22 | 4.80 |
| 5.04 | 5.29 | 4.94 |
| 5.07 | 5.34 | 4.97 |
| 5.03 | 5.38 | 4.98 |
| 5.18 | 5.42 | 5.02 |
| 5.21 | 5.46 | 5.04 |
| 5.13 | 5.50 | 5.00 |

| 5.24 | 5.58 | 5.04 |
|---|---|---|
| 5.42 | 5.70 | 5.20 |
| 5.42 | 5.81 | 5.28 |
| 5.41 | 5.90 | 5.30 |
| 5.38 | 5.96 | 5.26 |
| 5.44 | 6.01 | 5.26 |
| 5.19 | 6.03 | 4.99 |
| 5.48 | 6.07 | 5.08 |

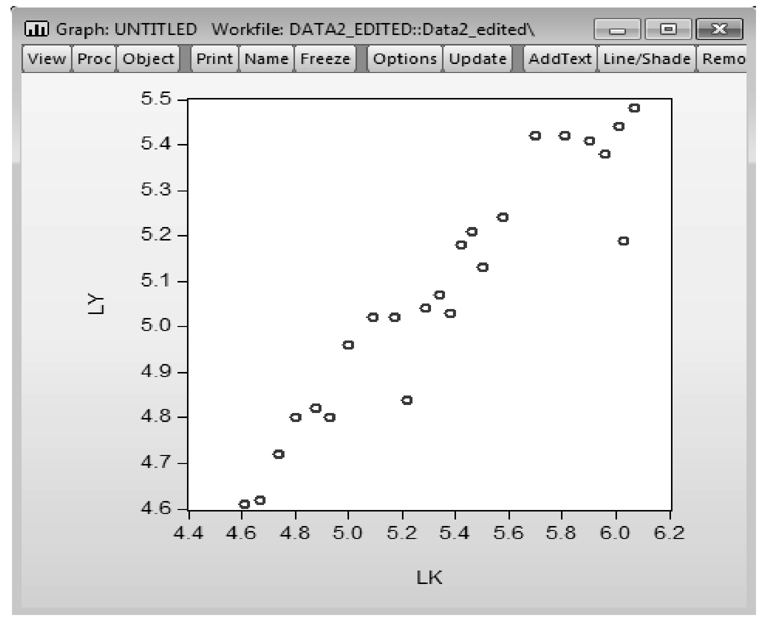
بالنظر إلى الشكل 14.2، فإن معادلة الانحدار المقدرة يمكن أن تكتب كالآتي:

$$LY = -0.149 + 0.236LK + 0.798LL + e$$

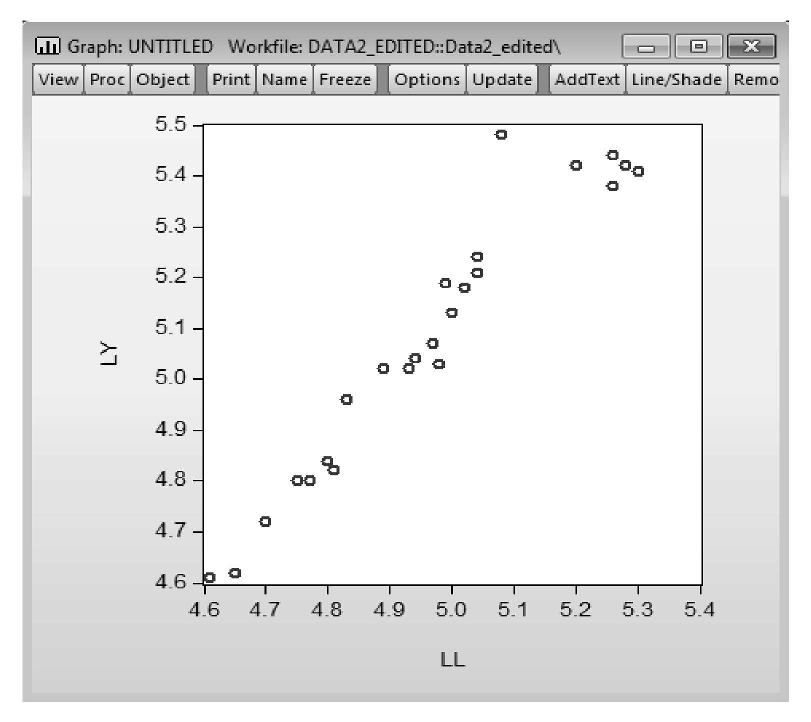
### 2.2.2 تفسير معادلة الانحدار Interpret the Regression Equation

**1 - كما توضح إشارات LK و LL ، فإنه توجد علاقة موجبة ما بين الناتج وكلٍّ من رأس المال والعمل على التوالي.**

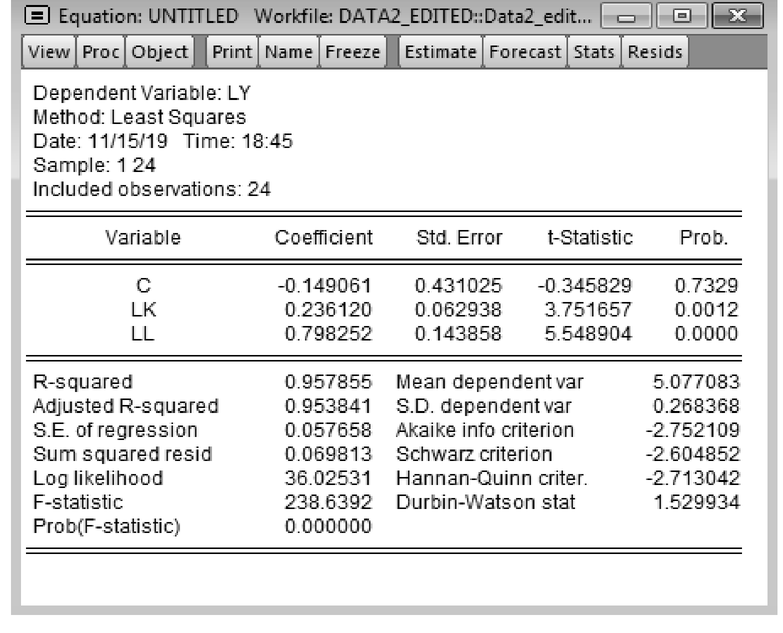
**2 - زيادة بمقدار 1% في رأس المال (K) المستخدم في العملية الإنتاجية سوف تؤدي إلى زيادة متوقعة في الناتج الكلي (Y) بمقدار 0.23 %، مع بقاء مدخل العمل (L) ثابت.**




**شكل 2-12 الشكل الانتشاري لبيانات اللوغاريتم الناتج (Y) ورأي المال (K)**




شكل 2-13 الشكل الانتشاري لبيانات اللوغاريتم الناتج (Y) و العمل (L)



Equation: UNTITLED Workfile: DATA2_EDITED::Data2_edit...

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: LY
Method: Least Squares
Date: 11/15/19 Time: 18:45
Sample: 1 24
Included observations: 24

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.149061 | 0.431025 | -0.345829 | 0.7329 |
| LK | 0.236120 | 0.062938 | 3.751657 | 0.0012 |
| LL | 0.798252 | 0.143858 | 5.548904 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.957855 | Mean dependent var | 5.077083 |
| Adjusted R-squared | 0.953841 | S.D. dependent var | 0.268368 |
| S.E. of regression | 0.057658 | Akaike info criterion | -2.752109 |
| Sum squared resid | 0.069813 | Schwarz criterion | -2.604852 |
| Log likelihood | 36.02531 | Hannan-Quinn criter. | -2.713042 |
| F-statistic | 238.6392 | Durbin-Watson stat | 1.529934 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

شكل 2-14 المربع الحواري لنتائج تقدير معادلة الانحدار

**3 - عند ثبات مدخلات رأس المال (K)، فإن زيادة مدخلات العمل (L) المستخدم في العملية الإنتاجية بمقدار 1% سوف تؤدي إلى زيادة الناتج الكلي (Y) بمقدار 0.807%.**

**4 - إذا لم يحدث أي تغيير في كلٍّ من رأس المال (K) والعمل (Y)، (بمعنى أن قيمة كل منهما مساوية للصفر)، فإن قيمة الناتج الكلي المتحصل عليه سيكون مساوياً لقيمة (-0.149). وهنا تجدر الإشارة إلى أن قيمة الحد الثابت غير معنوية إحصائياً (Prob. 0.6872 > 0.05)**

لاحظ أننا استخدمنا النسب المئوية في التفسير عند تحويل البيانات إلى الصيغة اللوغاريتمية، أما إذا كانت البيانات المستخدمة في الانحدار لم يتم تحويرها فإن تفسير التغير يكون باستخدام وحدة قياس المتغير المستخدم.

### 3.2.2 اختبار المعلمات Testing the Coefficients

تجرى اختبارات الانحدارات (β) على معلمات الانحدار من أجل التأكد من أنها موثوقة (أي أنها ذات معنوية إحصائية). لكل معلمة من معلمات الانحدار نقوم بإجراء اختبار الفروض كما يلي:

1 - $H_0: \beta_1 = 0$

2 - $H_1: \beta_1 \neq 0$

3 - $\propto = 5\% \ or \ 0.05$

4 - **حساب احصائية الاختبار** (Test statistic) =

المعلمة $\beta_1$ - ($\beta_1$ * ($\beta_1$ في الفرضية $H_0$ ))/ S.E.( $\beta_1$)

بالنظر إلى النتائج نجد أنه فيما يتعلق بـ LK، فإننا نرفض فرض العدم ($H_0$)، لأن القيمة الاحتمالية (مستوى الدلالة الإحصائية p-value) لاختبار الانحدار تساوي 0.0014 وهي أقل من 0.05. لذلك فإننا نستنتج أن الدليل يظهر أن انحدار LK له معنوية إحصائية. نقوم بنفس اختبار الفروض لمعلمة الانحدار المقدرة للمتغير LL وكذلك للحد الثابت.

### 4.2.2 تعليق على قيمة $R^2$ واختبار $R^2$

قيمة $R^2$ (معامل التحديد ) تشير إلى أن 95% تقريباً من إجمالي التغير في الناتج يمكن تفسيره بالتغير في رأس المال (K) والعمل (L). إحصائية F (F-statistic) هي غالباً ما تستخدم لاختبار معنوية $R^2$ :

1 - $H_0: R^2 = 0$

2 - $H_1: R^2 \neq 0$

3 - $\propto = 5\% \ or \ 0.05$

4 - **نستخدم $R^2$ المحسوبة ونوجد قيمة F (F-value) من خلال العلاقة التالية:**

$$F(k\text{-}1, n\text{-}k) = \frac{ESS/(k\text{-}1)}{RSS/(n\text{-}k)} = \frac{\frac{ESS}{TSS}(k\text{-}1)}{\frac{ESS}{TSS}(n\text{-}k)} = \frac{R^2/(n\text{-}k)}{(1 - R^2)(n\text{-}k)}$$

إحصائية الاختبار المشتقة بهذه الطريقة يمكن إظهارها بأنها تتبع توزيع F (F-distribution) بدرجات حرية $v_1 = k\text{-}1$ و $v_2 = n\text{-}k$

الاختبار عند مستوى معنوية 5%، اختبار ذو طرف واحد، نجد أن قيمة F الحرجة (critical F-value) بناءً على درجات حرية (3-1 = 2) للبسط، ودرجات حرية (24-3= 21) للمقام، هي 3.44 كما تبينها قراءة جدول F (F-table). لذلك فإننا نرفض فرض العدم ونقبل الفرض البديل لأن احصاءة F المحسوبة (F-statistic) = 236.1219 وهي قيمة أكبر من (3.44). من ذلك نستنتج أن قيمة معامل التحديد ذا معنوية إحصائية. يمكن استخدام طريقة أخرى لا تخاذ القرار وذلك بالنظر إلى القيمة الاحتمالية لإحصائية F، والتي تساوي 0.0000 كما تظهرها النتائج المعروضة في الشكل 14.2. وكنتيجة لذلك فإننا نرفض فرض العدم ($H_0$)حيث أن القيمة الاحتمالية لإحصائية F (0.0000) هي أصغر من 0.05 و منها نستنتج أن $R^2$ هي معنوية إحصائياً.

### 5.2.2 تعدد العلاقات الخطية وتحليل البواقي Multicollinearity and Residual Analysis

الشكل الانتشاري للبواقي خلال الزمن غالباً ما يعطي فكرة عن سلوكها. تجدر الملاحظة أنه من أجل الحصول على الرسم البياني واجراء اختبارات البواقي (residual tests) عن طريق EViews، ينبغي علينا أولاً أن ننتج معادلة الانحدار. اتبع الخطوات التالية من 1-3 من أجل المعاينة البيانية للبواقي في معادلة الانحدار.

**الخطوة الأولى: اجراء الانحدار وإنتاج البواقي**

تحت الخيار Quick اختار Generate Series وفي نافذة الأمر أكتب : E = resid ، ثم انقر OK لحفظ البواقي. بالنقر مرتين على "E" من نافذة الملف الأساسي يتم عرض البيانات كما في الشكل 15.2.

**الخطوة الثانية: تمثيل البواقي بيانياً**

تحت Quick اختر Graph ثم اكتب E في نافذة الأمر ثم تحت specific اختر Dot plot. تحت خيار Options اختر Axes & Scalling ثم data axis labels. حت Axes ticks & lines اختر zero line background ، وكما هو موضح في الشكل 17.2.

يمكن القول أن مشاهدات البواقي مرتبطة تسلسلياً ، كذلك وجود قيمة واحدة خارجة (outlier).

**الخطوة الثالثة: انتاج جدول بالقيم الفعلية والقيم المقدرة للمتغير التابع وقيم البواقي**

بعد اجراء الانحدار، ومن نافذة المخرجات (نتائج الانحدار) اختر: View-Actual, Fitted, Residual Actual Fitted Residual Table، ثم انقر OK للحصول على النتائج المعروضة في الشكل 18.2.

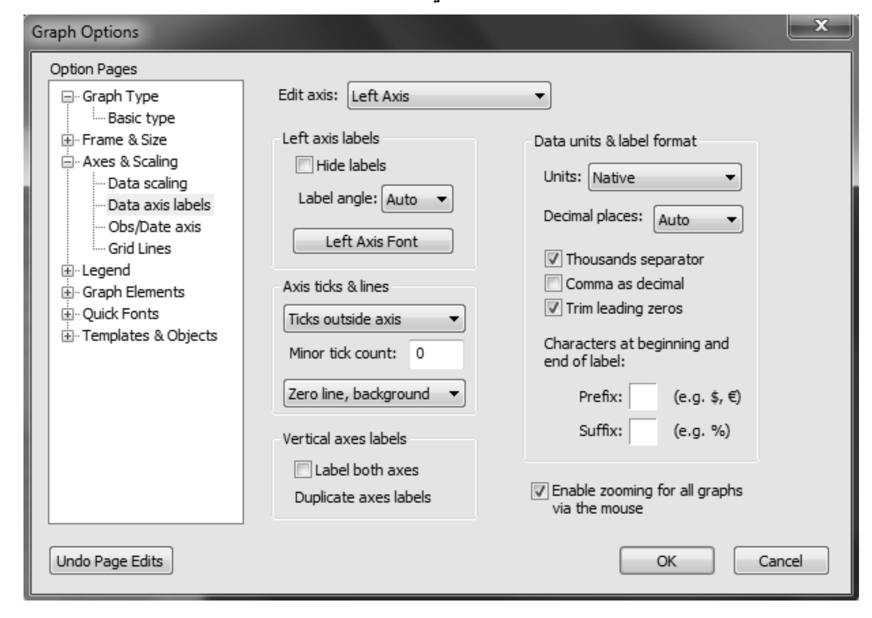
Series: E Workfile: DATA2_EDITED::Data2_edited\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Default | Sort | Edit+/- | Smpl

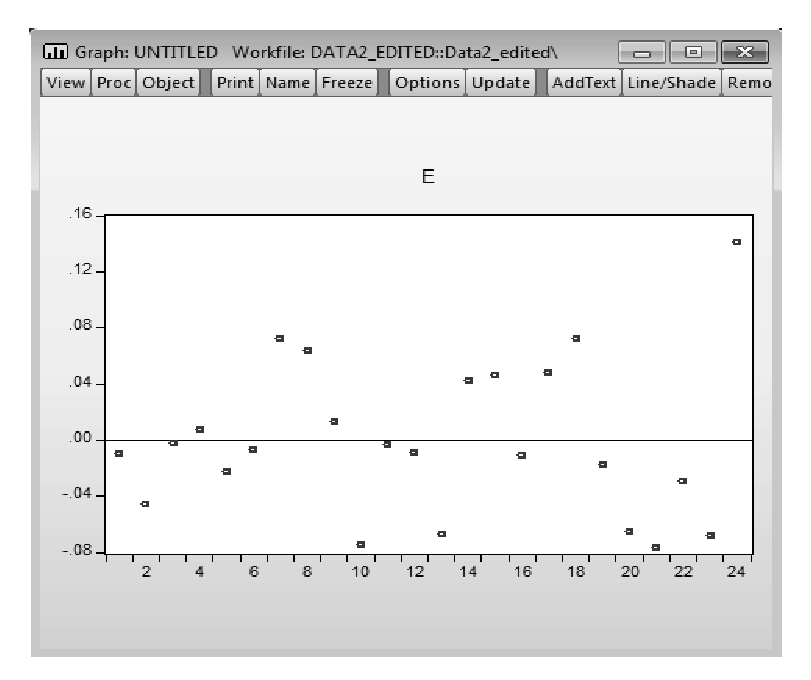
Last updated: 11/15/19 - 20:24
Modified: 1 24 // e = resid

| | E |
|---|---|
| 1 | -0.009396 |
| 2 | -0.045494 |
| 3 | -0.001935 |
| 4 | 0.008021 |
| 5 | -0.022799 |
| 6 | -0.006710 |
| 7 | 0.072901 |
| 8 | 0.063755 |
| 9 | 0.012936 |
| 10 | -0.075098 |
| 11 | -0.003381 |
| 12 | -0.009135 |
| 13 | -0.066562 |
| 14 | 0.042063 |
| 15 | 0.046653 |
| 16 | -0.010862 |

شكل 2-15 بواقي معادلة الانحدار




شكل 2-16 المربع الحواري لخيارات الشكل البياني




شكل 2-17 الشكل البياني للبواقي E

Equation: UNTITLED Workfile: DATA2_EDITED::Data2_edited\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

| obs | obs | Actual | Fitted | Residual | Residual Plot |
|---|---|---|---|---|---|
| obs | obs | Actual | Fitted | Residual | Residual Plot |
| 1 | 1 | 4.61000 | 4.61940 | -0.00940 | |
| 2 | 2 | 4.62000 | 4.66549 | -0.04549 | |
| 3 | 3 | 4.72000 | 4.72193 | -0.00193 | |
| 4 | 4 | 4.80000 | 4.79198 | 0.00802 | |
| 5 | 5 | 4.82000 | 4.84280 | -0.02280 | |
| 6 | 6 | 4.80000 | 4.80671 | -0.00671 | |
| 7 | 7 | 4.96000 | 4.88710 | 0.07290 | |
| 8 | 8 | 5.02000 | 4.95624 | 0.06376 | |
| 9 | 9 | 5.02000 | 5.00706 | 0.01294 | |
| 10 | 10 | 4.84000 | 4.91510 | -0.07510 | |
| 11 | 11 | 5.04000 | 5.04338 | -0.00338 | |
| 12 | 12 | 5.07000 | 5.07913 | -0.00913 | |
| 13 | 13 | 5.03000 | 5.09656 | -0.06656 | |
| 14 | 14 | 5.18000 | 5.13794 | 0.04206 | |
| 15 | 15 | 5.21000 | 5.16335 | 0.04665 | |
| 16 | 16 | 5.13000 | 5.14086 | -0.01086 | |
| 17 | 17 | 5.24000 | 5.19168 | 0.04832 | |
| 18 | 18 | 5.42000 | 5.34774 | 0.07226 | |
| 19 | 19 | 5.42000 | 5.43757 | -0.01757 | |
| 20 | 20 | 5.41000 | 5.47479 | -0.06479 | |
| 21 | 21 | 5.38000 | 5.45702 | -0.07702 | |
| 22 | 22 | 5.44000 | 5.46883 | -0.02883 | |
| 23 | 23 | 5.19000 | 5.25802 | -0.06802 | |
| 24 | 24 | 5.48000 | 5.33931 | 0.14069 | |

شكل 2-18 البيانات الحقيقة والمقدرة والبواقي

بالنظر إلى الشكل 18.2، خط البواقي (الموضح تحت Residual plot) نلاحظ أن أنه قد تخطى حدود الخطوط المتقطعة أكثر من مرة مما يمكن اعتباره إشارة إلى وجود وجود مشكلة الارتباط التسلسلي (serial correlation).

الجدول 2.2 يلخص المشاكل المختلفة للبواقي وأسبابها وطرق معالجتها. كما أنه يقترح أيضاً طرق رسمية وغير رسمية لاختبار سلوكها. المدخل الرسمي يتضمن أربعة خطوات رئيسية:

**1 - التحقق من مشكل تعدد العلاقات الخطية (Multicollinearity).**

**2 - التحقيق في مشكلة الارتباط الذاتي ( Autocorrelation).**

**3 - التحقق من مشكلة عدم ثبات التباين (Heteroccedasicity)**

**4 - التحقق من مشكلة الخطية (Normality).**

### 1.5.2.2 الكشف عن مشكلة تعدد العلاقات الخطية في EViews

تواجهنا مشكلة تعدد العلاقات الخطية عند إجراء الانحدار المتعدد، أي انحدار مع أكثر من متغير تفسيري، أما في حالة الانحدار البسيط فإن هذه المشكلة لاتستدي أن بنظر إليها. الطريقة الرسمية تتضمن إجراء انحدار ما بين المتغيرات المستقلة بدون استخدام المتغير التابع. على سبيل المثال، إجراء الانحدار لكل من LK C LL (بدون استخدام LY المتغير التابع).

**جدول 2.2 ملخص لسلوك البواقي، أسبابها وطرق معالجتها**

| المشكلة | شيوع المشكلة | الأسباب | الطريقة الغير الرسمية للتحقق من وجودها | الطريقة الرسمية للتحقق من وجودها | طرق إزالتها |
|---|---|---|---|---|---|
| **تعدد العلاقات الخطية** **Multicollinearity** | في البيانات المقطعية وبيانات السلاسل الزمنية | وجود علاقة خطية بين المتغيرات المستقلة | الرسم البياني للبواقي يظهر قيمة خارجة (outliers) أو أكثر | - مصفوفة الارتباط (Correlation matrix)<br>- اجراء انحدار ما بين المتغيرات المستقلة ثم اجراء معامل تضخم المتغير VIF | - إضافة متغيرات جديدة ذات علاقة بالنموذج<br>- زيادة عدد المشاهدات |
| **الارتباط الذاتي** **Autocorrelation** | بيانات السلاسل الزمنية | وجود علاقة ما بين قيمة المشاهدة في الزمن t و قيمة المشاهدة في الزمن t-1 | التمثيل البياني للبواقي يظهر تتابع موجب أو سالب بين المشاهدات | - اختبار Durbin-Watson<br>- اختبار LM<br>- اختبار Lagrange Multiplier | بأخذ الفرق الأول لكل من جانبي المعادلة ثم اجراء الانحدار للمعادلة الجديدة |
| **عدم ثبات التباين** **Heteroccedasicity** | البيانات المقطعية | تغيرات في تباين البواقي خلال الزمن | التمثيل البياني للبواقي يظهر تباين أوسع كلما تحركت المشاهدات من الأصل إلى اليمين | - اختبار White<br>- اختبار Goldfeld-Quandt | اجراء الانحدار باستخدام اللوغاريتمات |
| **الخطية** **Normality** | في البيانات المقطعية وبيانات السلاسل الزمنية | توصيف خاطئ للنموذج | الرسم البياني للبواقي يظهر توزيعاً غير طبيعي | - اختبار Jarque-Bera | إضافة متغيرات أخرى ذات علاقة للنموذج واستخدام عينات ذات حجم أكبر |

Equation: UNTITLED Workfile: DATA2_EDITED::Data2_edited\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LK
Method: Least Squares
Date: 11/15/19 Time: 20:53
Sample: 1 24
Included observations: 24

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -4.956510 | 1.007566 | -4.919290 | 0.0001 |
| LL | 2.078222 | 0.202877 | 10.24375 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.826682 | Mean dependent var | 5.356667 |
| Adjusted R-squared | 0.818804 | S.D. dependent var | 0.458842 |
| S.E. of regression | 0.195316 | Akaike info criterion | -0.348742 |
| Sum squared resid | 0.839262 | Schwarz criterion | -0.250571 |
| Log likelihood | 6.184906 | Hannan-Quinn criter. | -0.322697 |
| F-statistic | 104.9345 | Durbin-Watson stat | 0.776707 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**شكل 2-19 اختبار تعدد العلاقات الخطية**

اختر واحد من المتغيرات المستقلة لتكون المتغير التابع ثم نقوم بإجراء عملية الانحدار كما في الشكل 19.2. الهدف من إجراء هذا الانحدار هو إيجاد معامل التحديد $R^2$ والذي يستخدم بعد ذلك بحساب معامل تضخم المتغير (Variable Inflation Factor VIF) كما هو مبين أدناه:

$$VIF = \frac{1}{(1 - R^2)} = \frac{1}{1 - 0.826682} = 5.76$$

**بعد ذلك نقوم باتباع الخطوات التالية لاختبار تواجد مشكلة تعدد العلاقات الخطية:**

1 - الفرض الصفري $H_0$: لا وجود لمشكلة تعدد العلاقات الخطية

2 - الفرض البديل $H_1$ : وجود مشكلة تعدد العلاقات الخطية

3 - $\propto = 5\% \; or \; 0.05$

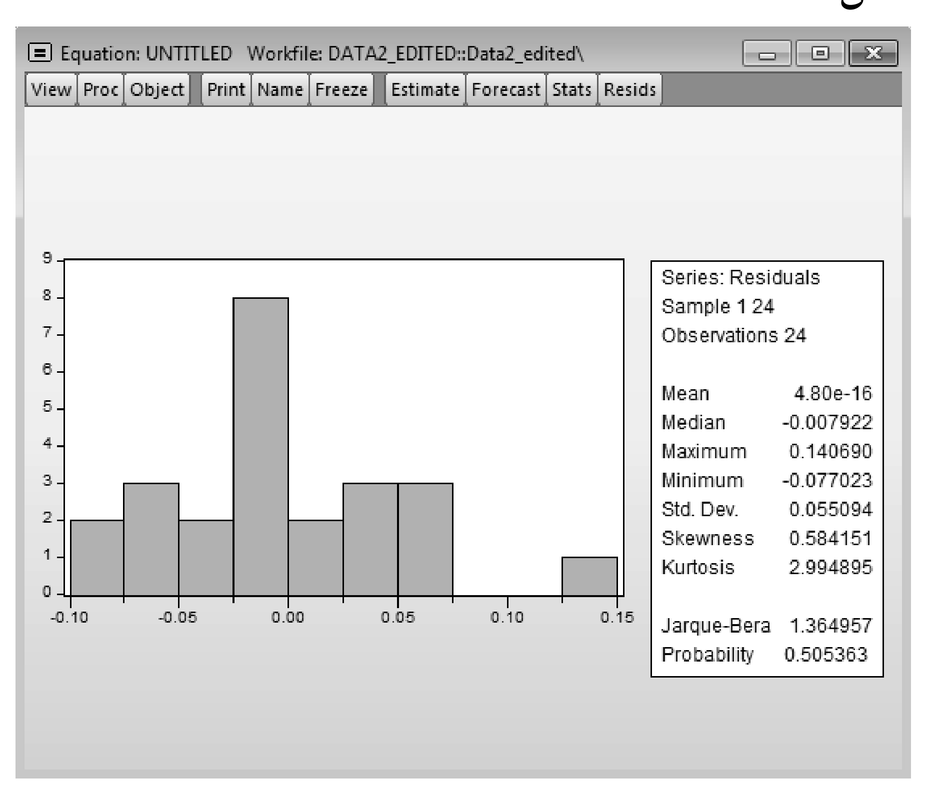
4 – VIF = 5.790

5 – عندما تكون قيمة VIF مابين 5 و 10، نرفض الفرض الصفري $H_0$

6 – بناءً على الأدلة المبينة أعلاه فأننا نستنتج أن هذه السلاسل البيانية تعاني من مشكلة تعدد العلاقات الخطية

## كيف يمكن معالجة تعدد العلاقات الخطية؟

- حذف أحد المتغيرات المرتبطة خطياً
- تحويل المتغيرات ذات الارتباط الخطي المرتفع إلى نسبة
- جمع المزيد من البيانات، مثل زيادة المدة الزمنية أو تحويلها إلى تكرارات أعلى.




شكل 2-20 اختبار خطية البواقي

### 2.5.2.2 الكشف عن مشكلة الخطية في برنامج EViews

إذا كانت البواقي غير موزعة توزيعاً طبيعياً، لا يمكن استخدامها في اختبار Z أو أي اختبارات أخرى مشتقة من التوزيع الطبيعي مثل اختبار t (كذلك اختبارات F و Chi-square لايمكن تطبيقها هي الأخرى في حالة عدم ثبوت خطية البواقي). كما أنه في حالة أن البواقي غير موزعة توزيعاً طبيعياً؛ فغن المتغير التابع أو على الأقل واحد من المتغيرات المستقلة يمكن أن يحتوي على الشكل الدالي الخاطئ. الاحتمال الآخر هو أن واحد أو أكثر من المتغيرات المهمة غير مدرج أو محذوف من النموذج .. الخ. النتائج التي يظهرها EViews عند اجراء اختبارات التحقق من الخطية على بيانات دالة كوب دوجلاس (LY C LK LL) مبينة في الشكل 20.2.

**يمكن تلخيص خطوات إجراء اختبار الخطية كما يلي:**

**1 - الفرض الصفري $H_0$: البواقي تتبع التوزيع الطبيعي**

**2 - الفرض البديل $H_1$ : البواقي لا تتبع التوزيع الطبيعي**

**3 -** $\propto = 5\% \ or \ 0.05$

**4 -** Jarque−Bera test statistic = **1.364957**

**5 - لأن 0.05 < Prob. = 0.505363 فإنه لا يمكن رفض الفرض الصفري $H_0$**

**6 - بناءً على الأدلة المبينة أعلاه فأننا نستنتج أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.**

### 3.5.2.2 الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين في برنامج EViews

للتحقق ثبات تباين البواقي خلال عملية الانحدار بالكامل فإننا نحتاج أن نجري اختبار رسمي يعرف باختبار White والذي تمت الإشارة إلية مسبقاً في هذا الكتاب. لتفسير النتائج في الشكل 21.2 فإننا نتبع الخطوات التالية:

Equation: UNTITLED Workfile: DATA2_EDITED::Data2_edited\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: White

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 2.798490 | Prob. F(5,18) | 0.0485 |
| Obs*R-squared | 10.49681 | Prob. Chi-Square(5) | 0.0623 |
| Scaled explained SS | 8.016109 | Prob. Chi-Square(5) | 0.1554 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 11/15/19 Time: 21:31
Sample: 1 24
Included observations: 24

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.871620 | 1.001563 | -0.870260 | 0.3956 |
| LL^2 | -0.081159 | 0.102556 | -0.791361 | 0.4390 |
| LL*LK | 0.040416 | 0.077674 | 0.520327 | 0.6092 |
| LL | 0.576104 | 0.643448 | 0.895340 | 0.3824 |
| LK^2 | 0.001387 | 0.016364 | 0.084755 | 0.9334 |
| LK | -0.205403 | 0.245230 | -0.837592 | 0.4132 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.437367 | Mean dependent var | 0.002909 |
| Adjusted R-squared | 0.281080 | S.D. dependent var | 0.004197 |
| S.E. of regression | 0.003559 | Akaike info criterion | -8.226632 |
| Sum squared resid | 0.000228 | Schwarz criterion | -7.932119 |
| Log likelihood | 104.7196 | Hannan-Quinn criter. | -8.148498 |
| F-statistic | 2.798490 | Durbin-Watson stat | 1.926820 |
| Prob(F-statistic) | 0.048523 | | |

**شكل 2-21 إحصائية اختبار White في EViews**

1 - الفرض الصفري $H_0$: البواقي ذات تباين متجانس

2 - الفرض البديل $H_1$ : البواقي ذات تباين مختلف

3 - $\propto = 5\% \ or \ 0.05$

4 - The p−value = **0.0623**

5 - لأن **0.05** > **0.0623** = .Prob فإنه لا يمكن رفض الفرض الصفري $H_0$ وبناءً على ذلك فإننا نستنتج أنه لا وجود لمشكلة اختلاف التباين في هذا الانحدار.

## كيف يمكن معالجة مشكلة اختلاف التباين؟

إذا كان الشكل (السبب على سبيل المثال) لاختلاف التباين غير معلوم، فبإمكاننا استخدام طريقة تقدير تأخذ هذه المشكلة في نظر الاعتبار (وتدعى هذه الطريقة المربعات الصغرى العامة Generalised least squares, GLS )، وفيما يلي تمثيل مبسط لطريقة GLS :

افترض أن تباين حد الخطأ هو مرتبط بمتغير آخر $z_t$ بواسطة

$$var\ (u_t) = \sigma^2\ z_t^2$$

للتخلص من اختلاف التباين، بقسمة معادلة الانحدار على $z_t$

$$\frac{y_t}{z_t} = \beta_1 \frac{1}{z_t} + \beta_2 \frac{x_{2t}}{z_t} + \beta_3 \frac{x_{3t}}{z_t} + v_t$$

حيث أن $v_t = \frac{u_t}{z_t}$ وهو حد الخطأ.

لذلك سوف نتحصل على:

$$var\ (v_t) = var\ \left(\frac{u_t}{z_t}\right) = \frac{var\ (u_t)}{z_t^2} = \frac{\sigma^2\ z_t^2}{z_t^2} = \sigma^2$$

والتي تعني أن تباين مقدار الخطأ في الانحدار الجديد سيكون متجانس (homoscedastic).

**حلول أخرى لمشكلة اختلاف التباين تتضمن:**

**1- تحويل المتغيرات إلى الصيغة اللوغاريتمية أو تصغير الأرقام باستخدام مقياس آخر للحجم.**

**2- استخدام التقدير ذو الأخطاء القياسية المتسقة لـWhite - في حالة اختلاف التباين**

(White's Hetroscedasticity consistent standard error estimates)،

**حيث أن استخدام تصحيح White، بشكل عام، سوف يؤدي زيادة في**

**حجم الأخطاء المعيارية لمعلمات ميل الانحدار مقارنةً بحجم الأخطاء المعيارية في طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية المعروفة.**

### 4.5.2.2 الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي في EViews

الارتباط الذاتي يحدث عندما يكون هناك ارتباط بين مشاهدتين متتاليتين للبواقي. هذه المشكلة عادة ما تظهر عند استخدام بيانات السلاسل الزمنية وبالإمكان استخدام شكل أو تصوير الارتباط ( correlogram) للاختبار وجود مشكلة الارتباط الذاتي. انقر:

view
Residual Diagnostics
Correlogram- Q-statistics

وانقر OK، فإذا كانت البواقي لا تحتوي على أي ارتباط ذاتي، فإن الارتباطات الذاتية والارتباطات الذاتية الجزئية عند كل فترات التباطؤ (الفجوات) ينبغي أن تكون تقريباً مساوية للصفر وأن كل Q-Statistics ينبغي أن تكون غير معنوية وذات احتمالية مرتفعة (p-value تكون مرتفعة).

بناء على الأدلة الموضحة في الشكل 22.2 فإنه لا يوجد ارتباط ذاتي في البواقي.

**اختبار LM: اختبار Lagrange Multiplier**

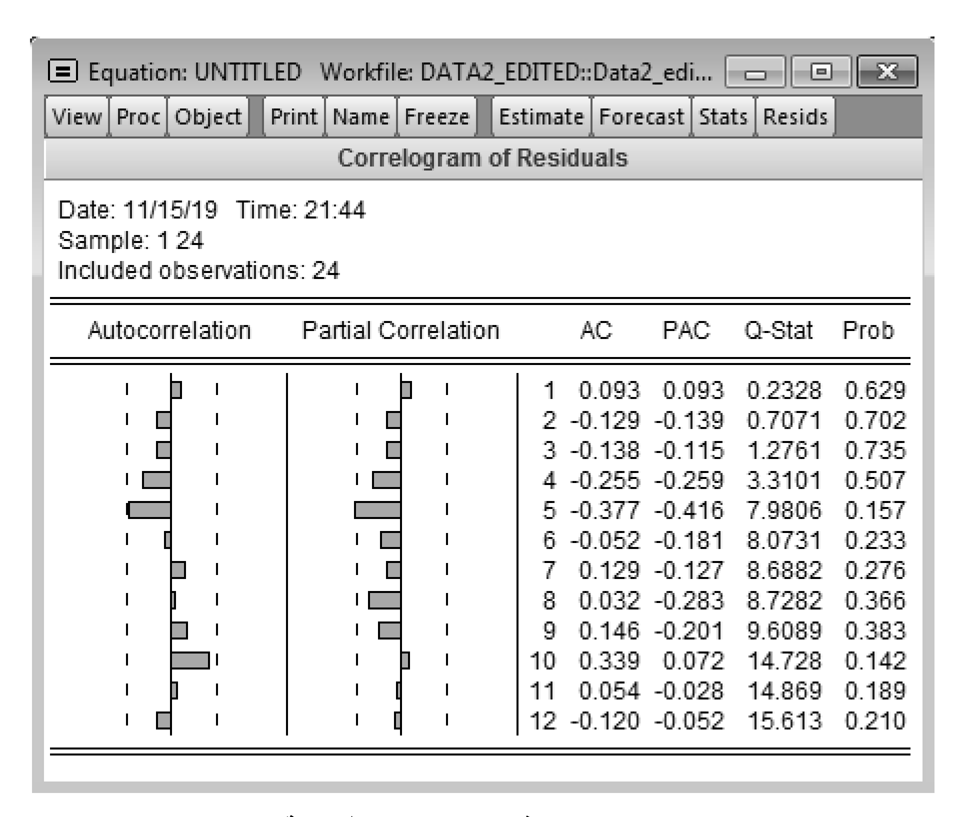
للكشف عن الارتباط الذاتي يمكن استخدام اختبار Durbin-Watson، ولكن هذا الاختبار لا يمكن اللجوء إليه عندما يكون لدينا قيم في فترات زمنية سابقة خاصة بالمتغير التابع كواحدة من قيم التغيرات المفسرة. يجب استخدام اختبار LM للارتباط التسلسلي إذا كانت هناك فترات تباطؤ في الجانب الأيمن من معادلة الانحدار.

**الارتباط التسلسلي باستخدام اختبار LM**

بعد اجراء الانحدار الرئيسي اختر:

View – Residual Diagnostics – Serial Correlation LM test

للحصول على النتائج المدرجة في الشكل 23.2.



Equation: UNTITLED Workfile: DATA2_EDITED::Data2_edi...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Correlogram of Residuals

Date: 11/15/19 Time: 21:44
Sample: 1 24
Included observations: 24

| | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.093 | 0.093 | 0.2328 | 0.629 |
| 2 | -0.129 | -0.139 | 0.7071 | 0.702 |
| 3 | -0.138 | -0.115 | 1.2761 | 0.735 |
| 4 | -0.255 | -0.259 | 3.3101 | 0.507 |
| 5 | -0.377 | -0.416 | 7.9806 | 0.157 |
| 6 | -0.052 | -0.181 | 8.0731 | 0.233 |
| 7 | 0.129 | -0.127 | 8.6882 | 0.276 |
| 8 | 0.032 | -0.283 | 8.7282 | 0.366 |
| 9 | 0.146 | -0.201 | 9.6089 | 0.383 |
| 10 | 0.339 | 0.072 | 14.728 | 0.142 |
| 11 | 0.054 | -0.028 | 14.869 | 0.189 |
| 12 | -0.120 | -0.052 | 15.613 | 0.210 |

**شكل 2-22 التمثيل البياني لارتباط البواقي**

**لاحظ أن:**

الفرض الصفري والفرض البديل لاختبار LM هي معاكسة للفرض الصفري والفرض البديل لاختبار Correlogram.

1 - **الفرض الصفري $H_0$: لا يوجد ارتباط ذاتي**

2 - **الفرض البديل $H_1$ : يوجد ارتباط ذاتي**

**3** – $\propto = 5\%\ or\ 0.05$

**4** – **من الشكل 23.2، القيمة الاحتمالية = 0.5095** = The p−value

**5** – **لأن 0.05 < 0.5095** = Prob. **فإننا نقبل الفرض الصفري** $H_0$ **وبناءً على ذلك فإننا نستنتج أنه لا وجود لمشكلة الارتباط الذاتي.**

## كيف يمكن التغلب على مشكلة الارتباط الذاتي؟

بضرب المعادلة $Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$ في ρ (معامل الارتباط الذاتي) للحصول على

$\rho Y_{t\text{-}1} = \alpha\rho + \rho\beta X_{t\text{-}1} + \rho u_{t\text{-}1}$ ثم بطرح $\rho Y_{t\text{-}1}$ من

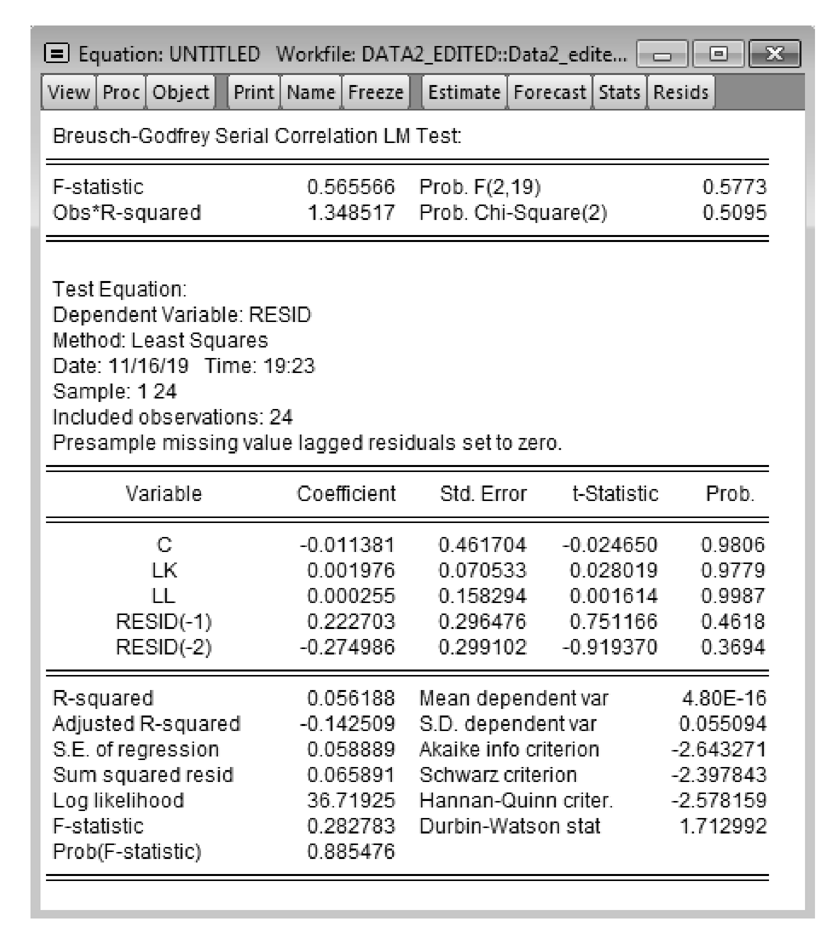
$$Y_t = Y_t + \rho Y_{t\text{-}1}$$

$$= \alpha\text{-}\alpha\rho + \beta X_t\text{-}\rho\beta X_{t\text{-}1} + (u_t\text{-}\rho u_{t\text{-}1})$$

المعادلة الأساسية الجديدة الخالية من الارتباط الذاتي:

$$Y_t\text{-}\ \rho Y_{t\text{-}1} = \alpha\ (1-\rho) + \beta(X_t\text{-}\ X_{t\text{-}1}) + (u_t\text{-}\rho u_{t\text{-}1})$$

إذا تم تقدير هذه المعادلة الجديدة بدلاً من النموذج الرئيسي؛ فإن المعادلة الجديدة ستكون خالية من مشكلة الارتباط الذاتي، وتعرف هذه المعادلة الأخيرة بمعادلة الارتباط الذاتي ذات الفروق من الدرجة الأولى AR(1).



Equation: UNTITLED Workfile: DATA2_EDITED::Data2_edite...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.565566 | Prob. F(2,19) | 0.5773 |
| Obs*R-squared | 1.348517 | Prob. Chi-Square(2) | 0.5095 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 11/16/19 Time: 19:23
Sample: 1 24
Included observations: 24
Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.011381 | 0.461704 | -0.024650 | 0.9806 |
| LK | 0.001976 | 0.070533 | 0.028019 | 0.9779 |
| LL | 0.000255 | 0.158294 | 0.001614 | 0.9987 |
| RESID(-1) | 0.222703 | 0.296476 | 0.751166 | 0.4618 |
| RESID(-2) | -0.274986 | 0.299102 | -0.919370 | 0.3694 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.056188 | Mean dependent var | 4.80E-16 |
| Adjusted R-squared | -0.142509 | S.D. dependent var | 0.055094 |
| S.E. of regression | 0.058889 | Akaike info criterion | -2.643271 |
| Sum squared resid | 0.065891 | Schwarz criterion | -2.397843 |
| Log likelihood | 36.71925 | Hannan-Quinn criter. | -2.578159 |
| F-statistic | 0.282783 | Durbin-Watson stat | 1.712992 |
| Prob(F-statistic) | 0.885476 | | |

**شكل 2-23 اختبار الارتباط التسلسلي LM**

**القرار النهائي**: إذا كانت السلاسل الزمنية تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي، قم بتجربة أخذ الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى (الفروق الأولى) لكلٍ من طرفي المعادلة؛ للحصول على معادلة جديدة خالية من الارتباط الذاتي.

الفصل الثالث

# تحليل السلاسل الزمنية

الكثير من البيانات التي تُستخدم أو يتم الإفصاح عنها في الاقتصاد هي بيانات تم تدوينها خلال فترة من الزمن، فمصطلح سلاسل زمنية time series يتم اعطاؤه لتسلسل البيانات (غالباً متداخلة) وكل سلسلة لها علاقة بلحظة زمنية معينة، الأمثلة على ذلك مثل أسعار الأسهم ومستوى المخزون الأسبوعي وأرقام البطالة الشهرية وهي تُسمى سلسلة منفصلة، بعبارة أخرى القراءات التي تم أخذها في فترات زمنية ذات فواصل متساوية، وبالتالي فإن شكل بيانات السلاسل الزمنية يكون قائمة مفردة من القراءات التي تم أخذها في فترات منتظمة، وهذا هو نوع البيانات الذي سوف نركز عليه في هذا الفصل والفصل التالي.

هناك خاصيتين لدراسة السلاسل الزمنية، أولاً مرحلة التحليل وهي محاولة لتلخيص خصائص السلسلة لتحديد أهم معالمها، وبالضرورة فإن هذه المرحلة تتضمن اختبار سلوك المتغير في الفترة الماضية؛ ثانياً مرحلة صياغة النموذج وهذه المرحلة تهتم بعرض التوقعات المستقبلية.

في هذا الفصل سوف نقوم بدراسة مراحل التحليل وتجب ملاحظة أن السلاسل الزمنية أنه في هذا الفصل لن تكون هناك أي محاولة لربط المتغير قيد الدراسة بأي متغيرات أخرى حيث أن هذا هو هدف نماذج الانحدار، فبدلاً من ذلك فإن تحليل السلاسل الزمنية والتغيرات في متغير الدراسة يتم تفسيرها في ضوء موقعها أو حركتها أثناء الفترة الزمنية الماضية، ومن ثم يتم حساب التنبؤات من خلال الاستقراء، وفي تحليل السلاسل الزمنية فإنه من المفيد جداً استخدام الرسومات البيانية، حيث أن هذه الرسومات قد توضح تغيرات معينة في البيانات وبالتالي فإنها تساعد في صياغة النموذج أو اختياره،

ويتميز برنامج EViews 10 بقدرات هائلة في الرسومات البيانية الخاصة بتحليل السلاسل الزمنية، كما أن تنوع الرسومات البيانية يكون عاملاً مساعداً إذا تم تعريف المتغيرات بدقة في EViews 10.

في سنة 1936م كتب جون كينز كتابه المشهور بعنوان "النظرية العامة في التوظيف ومعدلات الفائدة والنقود" والذي طور فيه نظرية الطلب على النقود والمعروفة باسم **نظرية تفضيل السيولة**، أفكار كينز كانت الأساس للإطار العام لتفضيل السيولة، ووفقاً للنظرية الكنزية فإن الطلب على النقود الحقيقية RMD هو دالة للناتج المحلي الإجمالي الحقيقي RGDP ومعدل الفائدة INT ويمكن كتابة النموذج كما يلي:

$$RMD_t = \beta_0 + \beta_1 RGDP_t + \beta_2 INT_t$$

## مراحل التعامل مع السلاسل الزمنية

هذه المراحل تتضمن ثلاث خطوات أساسية هي:

1 - تحديد ما إذا كانت السلسلة مستقرة أو لا.

2 - إجراء اختبار التكامل المشترك Cointegration test لتحديد ما إذا كان هناك علاقة طويلة الأجل في السلسلة.

3 - تحديد نموذج تصحيح الخطأ Error Correction Model.

### 1. مرحلة تحديد عدم الاستقرار

هناك طريقتان سوف يتم استخدامهما لبيانات السلاسل الزمنية.

**الطريقة غير الرسمية**: هي تتضمن خطوتين:

(أ) الرسم البياني للسلسلة الزمنية.

(ب) إجراء اختبار التكامل المشترك.

**الطريقة الرسمية**: وتتضمن خطوة واحدة

إجراء اختبار ديكي فولر التكميلي Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test

## 1.3 سلسلة زمنية واحدة: الطلب على النقود الحقيقية (RMD)

### 1.1.3 الطريقة غير الرسمية: الرسم البياني للسلسلة الزمنية وعرض شكل الارتباط

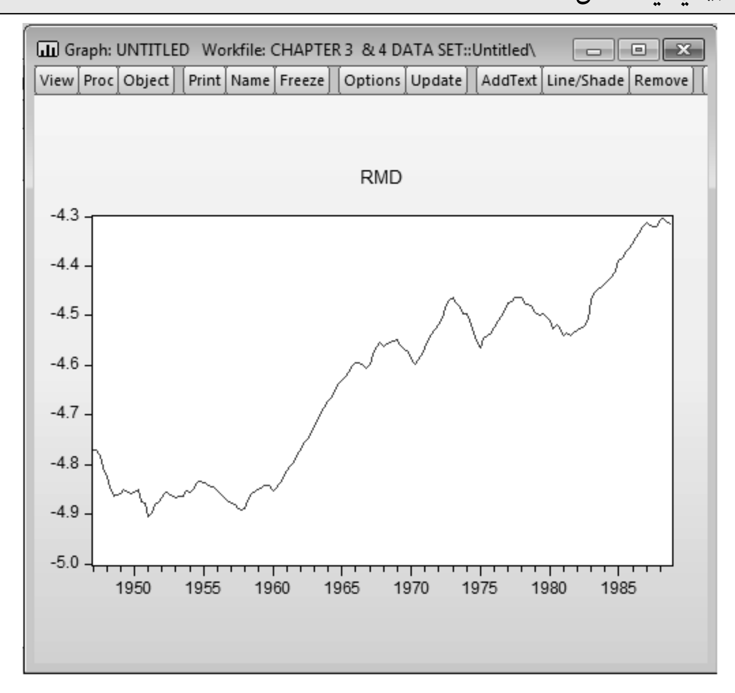
نتبع الخطوات التالية لإنشاء رسم بياني للسلسلة الزمنية ببرنامج EViews

أنقر على Quick - Graph ثم اكتب RMD واختر Line & Symbol وانقر OK سوف يتم عرض الرسم البياني في الشكل 1.3.

تبدو السلسلة وكأنها سلسلة عشوائية مع انحراف: حيث تحركت السلسلة لأعلى ثم لأسفل لفترة من الزمن ولاحقاً أخذت السلسلة اتجاهاً في الزيادة، وهذا نمط عدم استقرار؛ قم بالنقر المزدوج على RMD في نافذة منطقة العمل لعرض بيانات سلسلة RMD.

**للحصول على شكل الارتباط يجب اتباع الخطوات التالية في EViews :**

انقر على View - Correlogram ثم اختر Correlogram of the Level وانقر OK لعرض الشكل البياني في الشكل 2.3.




**الشكل 3. 1: رسم بياني لسلسلة المتغير RMD**

Series: RMD Workfile: CHAPTER 3 & 4 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Correlogram of RMD

Date: 12/06/19 Time: 01:01
Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 168

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.987 | 0.987 | 166.74 | 0.000 |
| | | 2 | 0.972 | -0.104 | 329.40 | 0.000 |
| | | 3 | 0.955 | -0.083 | 487.33 | 0.000 |
| | | 4 | 0.937 | -0.054 | 640.09 | 0.000 |
| | | 5 | 0.918 | -0.012 | 787.59 | 0.000 |
| | | 6 | 0.897 | -0.052 | 929.49 | 0.000 |
| | | 7 | 0.876 | -0.046 | 1065.5 | 0.000 |
| | | 8 | 0.854 | -0.012 | 1195.7 | 0.000 |
| | | 9 | 0.832 | 0.016 | 1320.1 | 0.000 |
| | | 10 | 0.812 | 0.024 | 1439.3 | 0.000 |
| | | 11 | 0.791 | -0.010 | 1553.2 | 0.000 |
| | | 12 | 0.771 | 0.008 | 1662.1 | 0.000 |
| | | 13 | 0.752 | 0.001 | 1766.4 | 0.000 |
| | | 14 | 0.733 | -0.001 | 1866.0 | 0.000 |
| | | 15 | 0.714 | -0.028 | 1961.1 | 0.000 |
| | | 16 | 0.695 | -0.018 | 2051.8 | 0.000 |
| | | 17 | 0.676 | 0.003 | 2138.2 | 0.000 |
| | | 18 | 0.658 | 0.008 | 2220.5 | 0.000 |
| | | 19 | 0.639 | -0.006 | 2298.9 | 0.000 |

**الشكل 3. 2: شكل الارتباط لسلسلة بيانات المتغير RMD**

## ملاحظة:

**اختبار الارتباط**: فرضية العدم والفرضية البديلة للارتباط والاختبار الرسمي لاختبار ديكي فولر التكميلي عكس بعضهما، فنتائج اختبار الارتباط يتم عرضها في الشكل 3.2.

1 - $H_0$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة.

2 - $H_1$ : السلسلة لها جذر وحدة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

ليس هناك اختبار احصائي يتم حسابه، سوف نركز على عمود الاحتمال "Prob" في الشكل 3.2.

4 - قيمة p-values تساوي 0.000

5 - بما أن Prob = 0.000 وهي أقل من 0.05 فإننا نرفض الفرضية العدم $H_0$ ونقبل الفرضية البديلة $H_1$.

6 - نستنتج بأن سلسلة RMD ليست مستقرة.

### 2.1.3 الطريقة الرسمية: اجراء اختبار ديكي فولر التكميلي Augmented Dicky-Fuller Test (ADF)

قبل البدء في إجراء اختبار ADF نحن نحتاج إلى معرفة ما إذا كنا إضافة مكون اتجاه كجزء من التحليل، فإذا كان الرسم البياني للسلسلة الزمنية يعرض اتجاه فيجب إضافة مكون الاتجاه إلى التحليل، وإذا لم تعرض السلسلة الزمنية مكون اتجاه فلا داعي لإضافة مكون اتجاه ولكن تذكر دائماً أن تقوم بإضافة التقاطع.

**قم باتباع الخطوات التالية ببرنامج** EViews :

أنقر نقر مزدوج على RMD الموجود في ملف العمل.

من النافذة التي تعرض بيانات RMD اختر Views - Unit Root test

تحت نوع الاختبار Test type اختر Augmented Dickey-Fuller

وتحت Test for unit root in قم باختيار Level

تحت Include in test equation اختر Trend and intercept إذا كان الرسم البياني للسلسلة يشير إلى أنها ذات اتجاه، أما إذا كان لا يوجد اتجاه فاختر Intercept فقط ثم انقر على OK سوف تحصل على نتائج المخرجات كما هي موضحة في الشكل 3.3.

1 - $H_0$ : السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة ومستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

إحصائية اختبار ADF تساوي 0.054093

4 - مستوى الدلالة الإحصائية للاحتمال p-values = 0.0961

Series: RMD Workfile: CHAPTER 3 & 4 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | Ident

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RMD

Null Hypothesis: RMD has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | 0.054093 | 0.9612 |
| Test critical values: | 1% level | -3.469933 | |
| | 5% level | -2.878829 | |
| | 10% level | -2.576067 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RMD)
Method: Least Squares
Date: 12/10/19 Time: 09:49
Sample (adjusted): 1947Q3 1988Q4
Included observations: 166 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| RMD(-1) | 0.000202 | 0.003740 | 0.054093 | 0.9569 |
| D(RMD(-1)) | 0.584570 | 0.064598 | 9.049347 | 0.0000 |
| C | 0.002062 | 0.017384 | 0.118598 | 0.9057 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.341483 | Mean dependent var | 0.002743 |
| Adjusted R-squared | 0.333403 | S.D. dependent var | 0.010514 |
| S.E. of regression | 0.008584 | Akaike info criterion | -6.659835 |
| Sum squared resid | 0.012012 | Schwarz criterion | -6.603594 |
| Log likelihood | 555.7663 | Hannan-Quinn criter. | -6.637007 |
| F-statistic | 42.26298 | Durbin-Watson stat | 2.056444 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**الشكل 3. 3: اختبار جذر الوحدة لبيانات المتغير RMD**

5 - الاحتمال Prob. = 0.9612 > 0.05 نقبل فرضية العدم $H_0$.

6 - السلسلة لها جذ وحدة وليست مستقرة.

إذا وجدت النتائج بأن الاختبار الرسمي يختلف عن النتائج من الرسم البياني واختبار شكل الارتباط، فعليك الالتزام بنتائج الاختبار الرسمي، في بعض الأحيان النتائج من الاختبار غير الرسمي تختلف عن النتائج من الاختبار الرسمي، فدائماً علينا الأخذ بنتائج الاختبار الرسمي.

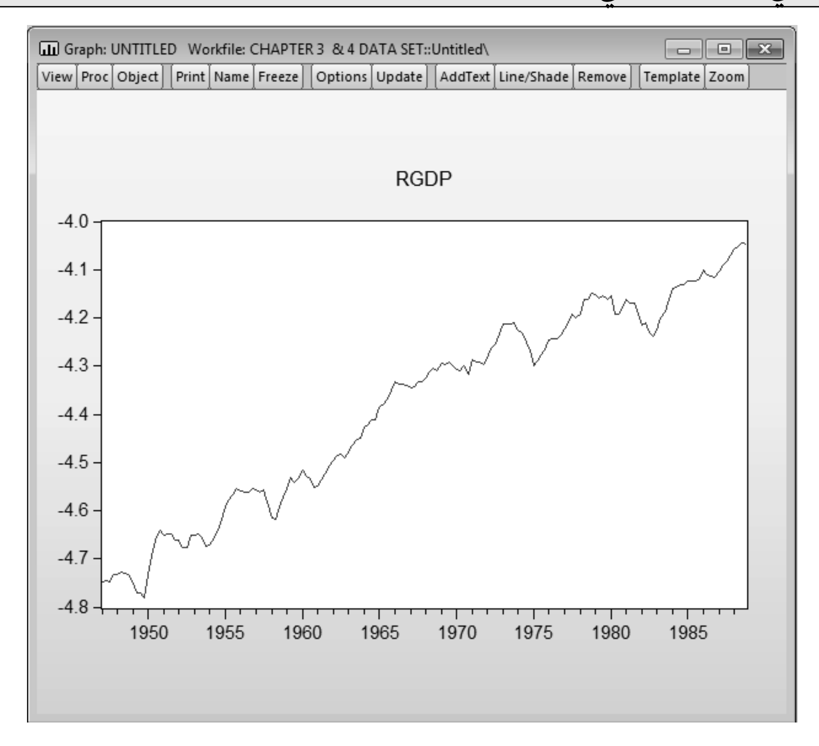
## 3.2 السلسلة الزمنية الثانية: الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي (RGDP)

### 3.2.1 الطريقة غير الرسمية: الرسم البياني للسلسلة الزمنية وانشاء شكل الارتباط

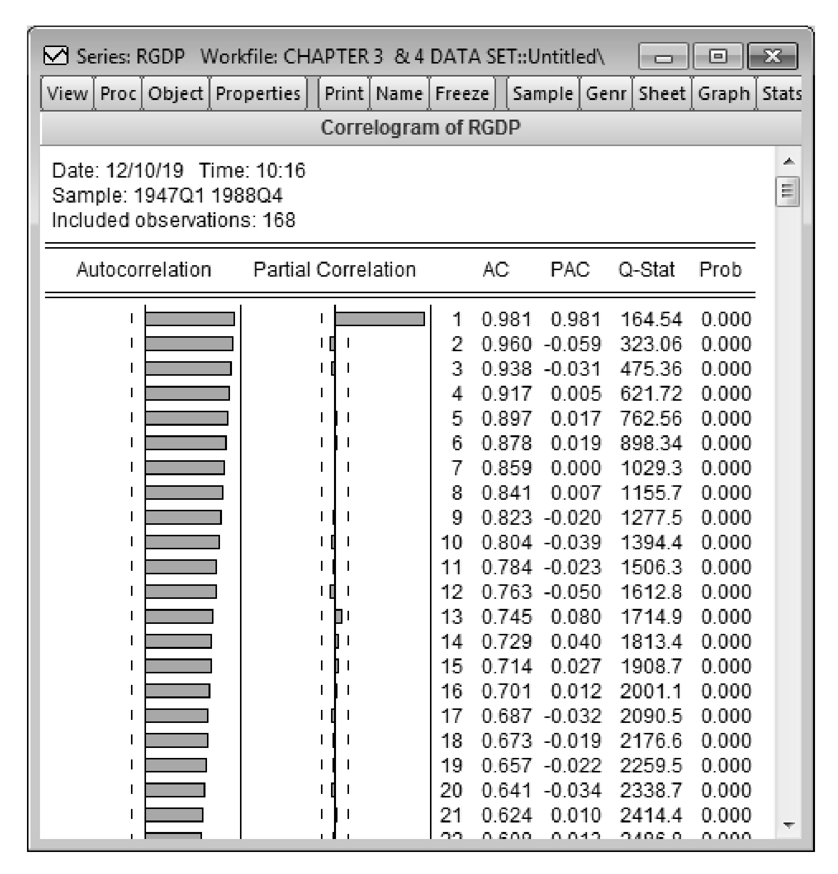
انقر على Quick - Graph واكتب RGDP ثم اختر Line & Symbol وانقر OK للحصول على الرسم البياني في الشكل 4.3 والذي يعرض أن السلسلة غير مستقرة، الخطوة التالية سوف تكون إنشاء شكل الارتباط لبيانات المتغير RGDP وهذا الشكل يمكن الحصول عليه من خلال النقر على View - Correlogram - Level وانقر على OK للحصول على المخرجات في الشكل 5.3.

**ملاحظة**

فرضية العدم والفرضية البديلة لشكل الارتباط والاختبار الرسمي لاختبار ديكي فولر التكميلي كلاهما عكس بعضهما تماماً.




**الشكل 3. 4: الرسم البياني للمتغير RGDP**


Series: RGDP Workfile: CHAPTER 3 & 4 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Correlogram of RGDP

Date: 12/10/19 Time: 10:16
Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 168

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.981 | 0.981 | 164.54 | 0.000 |
| | | 2 | 0.960 | -0.059 | 323.06 | 0.000 |
| | | 3 | 0.938 | -0.031 | 475.36 | 0.000 |
| | | 4 | 0.917 | 0.005 | 621.72 | 0.000 |
| | | 5 | 0.897 | 0.017 | 762.56 | 0.000 |
| | | 6 | 0.878 | 0.019 | 898.34 | 0.000 |
| | | 7 | 0.859 | 0.000 | 1029.3 | 0.000 |
| | | 8 | 0.841 | 0.007 | 1155.7 | 0.000 |
| | | 9 | 0.823 | -0.020 | 1277.5 | 0.000 |
| | | 10 | 0.804 | -0.039 | 1394.4 | 0.000 |
| | | 11 | 0.784 | -0.023 | 1506.3 | 0.000 |
| | | 12 | 0.763 | -0.050 | 1612.8 | 0.000 |
| | | 13 | 0.745 | 0.080 | 1714.9 | 0.000 |
| | | 14 | 0.729 | 0.040 | 1813.4 | 0.000 |
| | | 15 | 0.714 | 0.027 | 1908.7 | 0.000 |
| | | 16 | 0.701 | 0.012 | 2001.1 | 0.000 |
| | | 17 | 0.687 | -0.032 | 2090.5 | 0.000 |
| | | 18 | 0.673 | -0.019 | 2176.6 | 0.000 |
| | | 19 | 0.657 | -0.022 | 2259.5 | 0.000 |
| | | 20 | 0.641 | -0.034 | 2338.7 | 0.000 |
| | | 21 | 0.624 | 0.010 | 2414.4 | 0.000 |

**الشكل 3. 5: جدول الارتباط Corrlogram للمتغير RGDP**

1. $H_0$ : السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.
2. $H_1$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة ومستقرة.
3. $\alpha = 5\%$ أو 0.05

ليس هناك اختبار احصائي لحسابه، ولكننا نركز على عمود Prob.

4. قيمة p-values = 0.000
5. $Prob = 0.00 < 0.05$ نرفض فرضية العدم $H_0$ ونقبل الفرضية البديلة $H_1$.
6. السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

### 3.2.2 الطريقة الرسمية: إجراء اختبار اختبار ديكي فولر التكميلي (ADF)

**قم باتباع الخطوات التالية في EViews:**

أنقر نقر مزدوج على RGDP من ملف العمل.

من نافذة RGDP اختر view - unit root test

من الخيار Test type اختر Augmented Dickey-Fuller

في الخيار Include in test equation اختر Trend and Intercept إذا كان الرسم البياني لسلسلة البيانات يشير إلى اتجاه، غير ذلك اختر Intercept فقط ثم انقر OK للحصول على النتائج في الشكل 3.6.

1 - $H_0$: السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$: السلسلة ليس لها جذر وحدة ومستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05.

إحصائية اختبار ADF يساوي -3.107207

1 - قيمة p-value = 0.1081

2 - Prob = 0.1081 > 0.05 وبالتالي لا يمكننا رفض فرض العدم.

3 - السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

Series: RGDP Workfile: CHAPTER 3 & 4 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RGDP

Null Hypothesis: RGDP has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -3.107207 | 0.1081 |
| Test critical values: | 1% level | -4.014288 | |
| | 5% level | -3.437122 | |
| | 10% level | -3.142739 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RGDP)
Method: Least Squares
Date: 12/10/19 Time: 11:50
Sample (adjusted): 1947Q3 1988Q4
Included observations: 166 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| RGDP(-1) | -0.073348 | 0.023606 | -3.107207 | 0.0022 |
| D(RGDP(-1)) | 0.384873 | 0.072534 | 5.306126 | 0.0000 |
| C | -0.344661 | 0.111958 | -3.078487 | 0.0024 |
| @TREND("1947Q1") | 0.000305 | 0.000102 | 2.995713 | 0.0032 |

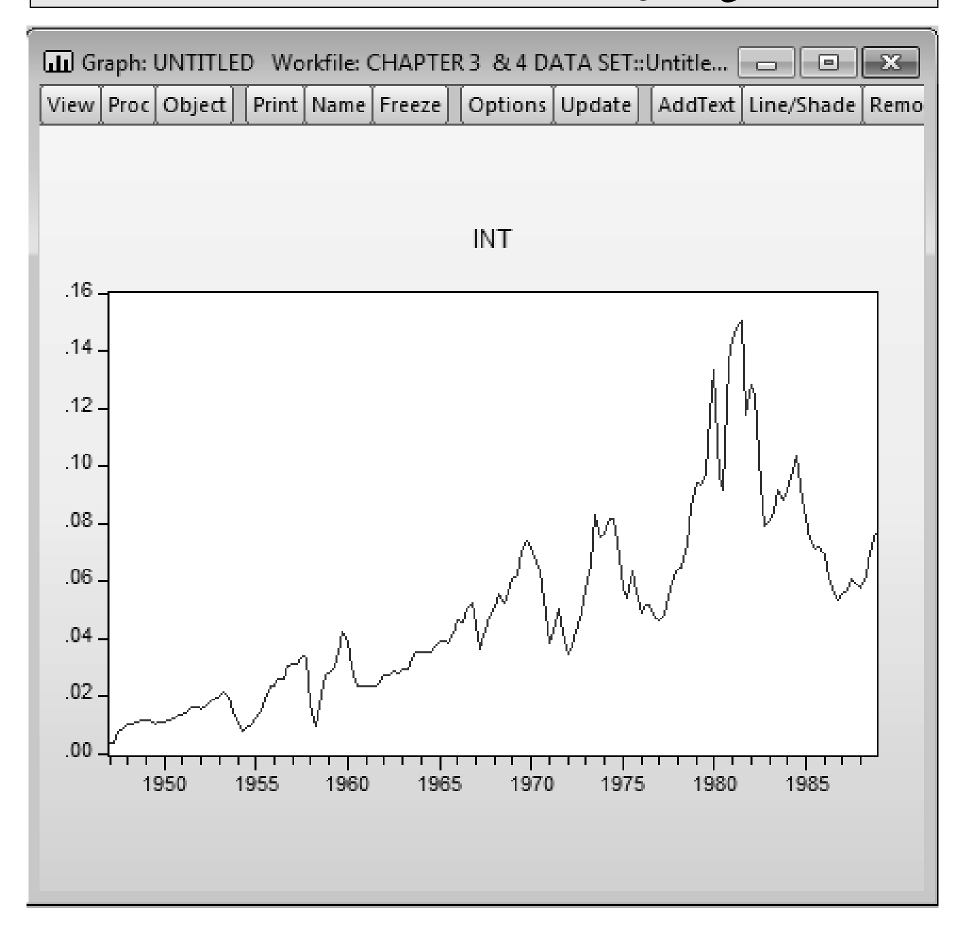
| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.171093 | Mean dependent var | 0.004215 |
| Adjusted R-squared | 0.155743 | S.D. dependent var | 0.013651 |
| S.E. of regression | 0.012543 | Akaike info criterion | -5.895470 |
| Sum squared resid | 0.025488 | Schwarz criterion | -5.820483 |
| Log likelihood | 493.3240 | Hannan-Quinn criter. | -5.865032 |
| F-statistic | 11.14600 | Durbin-Watson stat | 2.105879 |
| Prob(F-statistic) | 0.000001 | | |

**الشكل 3. 6: اختبار جذر الوحدة للمتغير RGDP**

## 3.3 السلسلة الزمنية الثالثة: معدلات الفائدة (INT)

### 3.3.1 الطريقة غير الرسمية: الرسم البياني للسلسلة الزمنية وإنشاء جدول الارتباط

انقر على Quick - Graph واكتب INT ثم اختر Line & Symbol ثم انقر OK للحصول على الرسم البياني كما في الشكل 3.7 والذي يوضح بأن السلسلة غير مستقرة، الخطوة التالية هي إنشاء جدول الارتباط للمتغير INT والذي يمكن إنشاءه عن طريق النقر على View - correlogram - level وانقر على OK للحصول على الشكل 3.8.




الشكل 3. 7: الرسم البياني للمتغير INT

Series: INT Workfile: CHAPTER 3 & 4 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Correlogram of INT

Date: 12/10/19 Time: 12:18
Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 168

| Lag | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.961 | 0.961 | 157.94 | 0.000 |
| 2 | 0.913 | -0.139 | 301.30 | 0.000 |
| 3 | 0.884 | 0.246 | 436.56 | 0.000 |
| 4 | 0.851 | -0.152 | 562.63 | 0.000 |
| 5 | 0.813 | 0.027 | 678.55 | 0.000 |
| 6 | 0.771 | -0.140 | 783.43 | 0.000 |
| 7 | 0.733 | 0.067 | 878.65 | 0.000 |
| 8 | 0.715 | 0.207 | 969.78 | 0.000 |
| 9 | 0.698 | -0.046 | 1057.2 | 0.000 |
| 10 | 0.670 | -0.032 | 1138.2 | 0.000 |
| 11 | 0.644 | -0.014 | 1213.7 | 0.000 |
| 12 | 0.627 | 0.049 | 1285.6 | 0.000 |
| 13 | 0.611 | -0.024 | 1354.3 | 0.000 |
| 14 | 0.594 | 0.039 | 1419.7 | 0.000 |
| 15 | 0.573 | -0.023 | 1481.1 | 0.000 |
| 16 | 0.553 | 0.011 | 1538.6 | 0.000 |
| 17 | 0.540 | 0.001 | 1593.7 | 0.000 |
| 18 | 0.522 | -0.052 | 1645.6 | 0.000 |
| 19 | 0.499 | -0.016 | 1693.3 | 0.000 |

**الشكل 3. 8: جدول الارتباط للمتغير INT**

1 - $H_0$: السلسلة ليس لها جذر وحدة.

2 - $H_1$: السلسلة لها جذر وحدة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

ليس هناك اختبار احصائي لحسابه ولكننا ننظر إلى عمود Prob حيث أن:

1 - قيم p-values = 0.000

2 - الاحتمال $0.05 > \text{Prob} = 0.000$ لذلك نرفض فرض العدم $H_0$ ونقبل الفرض البديل $H_1$.

3 - السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

### 2.3.3 الطريقة الرسمية: إجراء اختبار فولر التكميلي (ADF)

اختبار ADF تم حسابه للمتغير INT كما في الشكل 9.3.

1 - $H_0$: السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$: السلسلة ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

Series: INT Workfile: CHAPTER 3 & 4 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | Id

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on INT

Null Hypothesis: INT has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -2.079015 | 0.2535 |
| Test critical values: | 1% level | -3.469933 | |
| | 5% level | -2.878829 | |
| | 10% level | -2.576067 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(INT)
Method: Least Squares
Date: 12/12/19 Time: 11:04
Sample (adjusted): 1947Q3 1988Q4
Included observations: 166 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| INT(-1) | -0.039869 | 0.019177 | -2.079015 | 0.0392 |
| D(INT(-1)) | 0.182558 | 0.076842 | 2.375742 | 0.0187 |
| C | 0.002326 | 0.001120 | 2.075815 | 0.0395 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.052426 | Mean dependent var | 0.000443 |
| Adjusted R-squared | 0.040799 | S.D. dependent var | 0.008059 |
| S.E. of regression | 0.007893 | Akaike info criterion | -6.827850 |
| Sum squared resid | 0.010154 | Schwarz criterion | -6.771609 |
| Log likelihood | 569.7116 | Hannan-Quinn criter. | -6.805022 |
| F-statistic | 4.509124 | Durbin-Watson stat | 1.884889 |
| Prob(F-statistic) | 0.012416 | | |

الشكل 3. 9: اختبار جذر الوحدة للمتغير INT

إحصائية اختبار ADF تساوي -2.079015

1 - قيمة p-values = 0.2535

2 - الاحتمال Prob = 0.2535 > 0.05 وبالتالي لا يمكننا رفض فرضية العدم $H_0$

3 - هذه السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

**النتائج تُشير إلى عدم الاستقرار، مما يعني أن كل السلاسل غير مستقرة.**

إذا كانت السلسلة غير مستقرة فيجب علينا جعلها مستقرة من خلال حساب الفرق الأول، والفرق الأول يمكن حسابه كما يلي:

**قم باتباع الخطوات التالية في EViews:**

انقر على Quick - Generate Series ثم اكتب:

```
DRMD = RMD - RMD(-1)
DRGDP = RGDP - RGDP(-1)
DINT = INT - INT(-1)
```

لتحويل السلسلة الغير مستقرة إلى سلسلة مستقرة فإننا نستخدم الفرق الأول للسلسلة، وفي أغلب الأحيان أو في بعض الأحيان، نستخدم الفرق الثاني أو الفرق الثالث ... الخ، كل سلسلة جديدة ناتجة من الفروقات يجب اختبارها بالطريقة غير الرسمية والطريقة الرسمية وذلك للتأكد من أن السلسلة الجديدة مستقرة.

## 4.3 السلسلة الزمنية الرابعة: الفرق الأول لـ RMD-DRMD

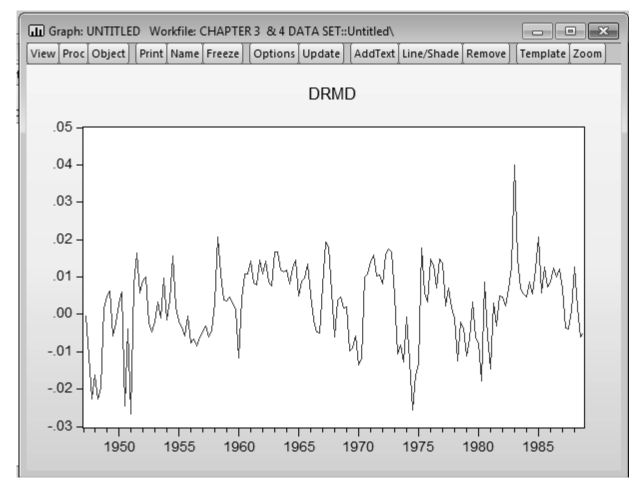
### 1.4.3 الطريقة غير الرسمية: الرسم البياني للسلاسل الزمنية وإنشاء جدول الارتباط

انقر على القائمة Quick - Graph واكتب اسم المتغير DRMD ثم اختر Line & symbol وانقر OK سوف يتم عرض رسم بياني كما في الشكل 3 .10 والذي تبدو فيه سلسلة المتغير مستقرة، ولإنشاء جدول الارتباط للمتغير DRMD انقر على المتغير ثم انقر على View - Correlogram - Level وانقر OK لعرض جدول المخرجات كما في الشكل 3.11.

**1 - $H_0$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة.**

**2 - $H_1$ : السلسلة لها جذر وحدة.**

**3 - $\alpha$ = 5% أو 0.05**




**الشكل 3. 10: الرسم البياني للمتغير DRMD**

Series: DRMD Workfile: CHAPTER 3 & 4 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Correlogram of DRMD

Date: 12/16/19 Time: 23:20
Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 167

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.583 | 0.583 | 57.829 | 0.000 |
| | | 2 | 0.375 | 0.052 | 81.845 | 0.000 |
| | | 3 | 0.240 | 0.003 | 91.731 | 0.000 |
| | | 4 | 0.158 | 0.008 | 96.064 | 0.000 |
| | | 5 | 0.152 | 0.073 | 100.07 | 0.000 |
| | | 6 | 0.051 | -0.107 | 100.53 | 0.000 |
| | | 7 | -0.025 | -0.062 | 100.63 | 0.000 |
| | | 8 | -0.047 | 0.000 | 101.02 | 0.000 |
| | | 9 | -0.074 | -0.036 | 102.02 | 0.000 |
| | | 10 | -0.001 | 0.097 | 102.02 | 0.000 |
| | | 11 | -0.054 | -0.099 | 102.55 | 0.000 |
| | | 12 | -0.035 | 0.045 | 102.77 | 0.000 |
| | | 13 | -0.031 | -0.012 | 102.94 | 0.000 |
| | | 14 | 0.005 | 0.054 | 102.94 | 0.000 |
| | | 15 | 0.002 | -0.053 | 102.94 | 0.000 |
| | | 16 | -0.029 | -0.029 | 103.10 | 0.000 |
| | | 17 | 0.033 | 0.104 | 103.30 | 0.000 |
| | | 18 | 0.057 | 0.012 | 103.92 | 0.000 |
| | | 19 | 0.026 | -0.049 | 104.05 | 0.000 |

**الشكل 3. 11: جدول لشكل الارتباط للمتغير DRMD**

ليس هناك اختبار إحصائي لحسابه ولكننا نركز على عمود الاحتمال Prob في الشكل 3.11.

**4 – قيمة 0.000** = p-values.

5 – Prob = 0.000 < 0.05 لذلك نرفض فرض العدم $H_0$ ونقبل الفرض البديل $H_1$.

6 – السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

### 2.4.3 الطريقة الرسمية: إجراء اختبار ديكي فولر التكميلي (ADF)

اتباع الخطوات التالية في EViews:

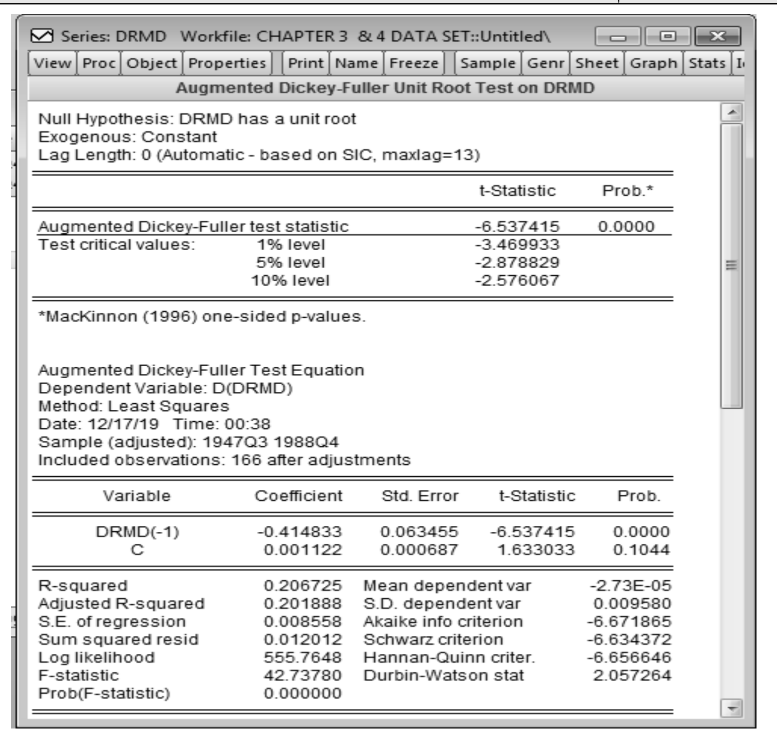
في منطقة ملف العمل انقر نقراً مزدوجاً على المتغير DRMD.

في النافذة التي تحتوي بيانات المتغير DRMD اختر Views - Unit Root Test.

في خيار Test type اختر Augmented Dickey-Fuller

في خيار Test for unit root in اختر Level

وفي خيار include in test equation اختر Trend and Intercept إذا كان الرسم البياني للسلسلة الزمنية يشير إلى اتجاه معين في السلسلة؛ غير ذلك اختر Intercept فقط ثم انقر OK لعرض المخرجات كما في الشكل 3 .12.



Series: DRMD Workfile: CHAPTER 3 & 4 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DRMD

Null Hypothesis: DRMD has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -6.537415 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.469933 | |
| | 5% level | -2.878829 | |
| | 10% level | -2.576067 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DRMD)
Method: Least Squares
Date: 12/17/19 Time: 00:38
Sample (adjusted): 1947Q3 1988Q4
Included observations: 166 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DRMD(-1) | -0.414833 | 0.063455 | -6.537415 | 0.0000 |
| C | 0.001122 | 0.000687 | 1.633033 | 0.1044 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.206725 | Mean dependent var | -2.73E-05 |
| Adjusted R-squared | 0.201888 | S.D. dependent var | 0.009580 |
| S.E. of regression | 0.008558 | Akaike info criterion | -6.671865 |
| Sum squared resid | 0.012012 | Schwarz criterion | -6.634372 |
| Log likelihood | 555.7648 | Hannan-Quinn criter. | -6.656646 |
| F-statistic | 42.73780 | Durbin-Watson stat | 2.057264 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

الشكل 3. 12: اختبار جذر الوحدة للمتغير DRMD

1 - $H_0$: السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$: السلسلة ليس لها جذر وحدة وهي سلسلة مستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

إحصائية اختبار ADF تساوي -6.537415

4 - قيمة p-values = 0.0000

5 - بما أن Prob = 0.0000 < 0.05 يمكننا رفض فرض العدم $H_0$ وقبول الفرض البديل $H_1$.

6 - السلسلة ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.

## 5.3 السلسلة الزمنية الخامسة: الفرق الأول بين المتغير RGDP و DRGDP

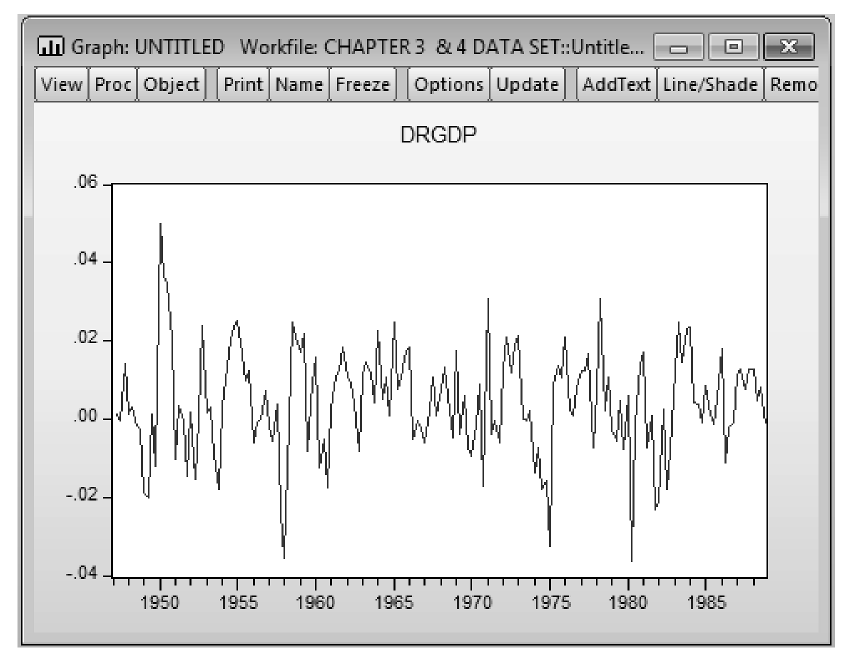
### 1.5.3 الطريقة غير الرسمية: الرسم البياني للسلسلة الزمنية وإنشاء جدول الارتباط

قم باتباع الخطوات التالية في برنامج EViews:
انقر على Quick - Graph واطبع اسم المتغير DRGDP ثم اختر Line & symbol وانقر OK للحصول على مخرجات كما في الشكل 3 .13 والذي يعرض أن السلسلة مستقرة؛ لإنشاء جدول الارتباط للمتغير DRGDP انقر على View - Correlogram - Level وانقر OK للحصول على مخرجات كما في الشكل 3 .14.

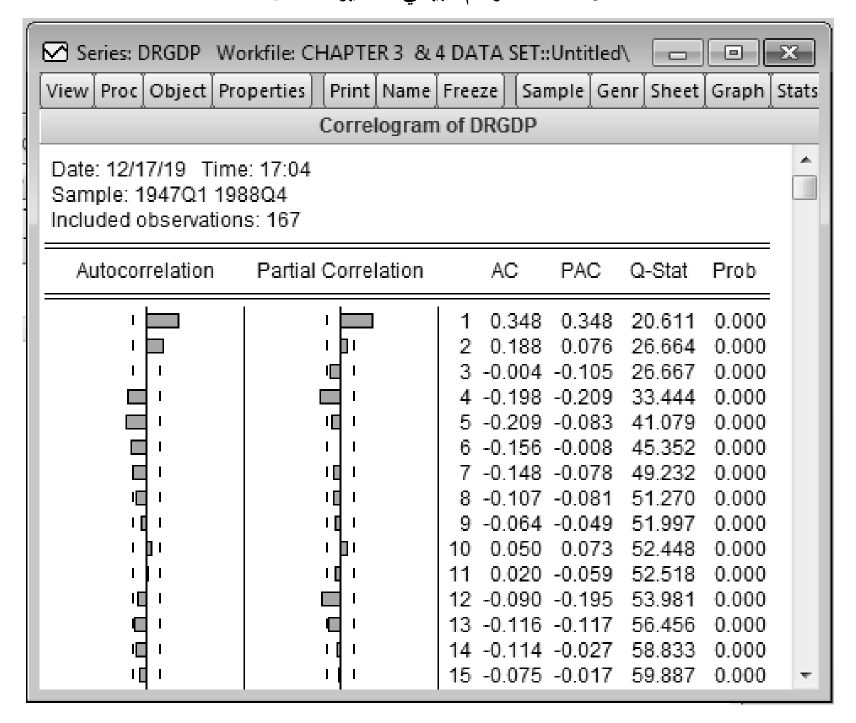
1 - $H_0$: السلسلة ليس لها جذر وحدة.

2 - $H_1$: السلسلة لها جذر وحدة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05




**الشكل 3. 13: الرسم البياني للمتغير DRGDP**



Series: DRGDP Workfile: CHAPTER 3 & 4 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Correlogram of DRGDP

Date: 12/17/19 Time: 17:04
Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 167

| | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.348 | 0.348 | 20.611 | 0.000 |
| 2 | 0.188 | 0.076 | 26.664 | 0.000 |
| 3 | -0.004 | -0.105 | 26.667 | 0.000 |
| 4 | -0.198 | -0.209 | 33.444 | 0.000 |
| 5 | -0.209 | -0.083 | 41.079 | 0.000 |
| 6 | -0.156 | -0.008 | 45.352 | 0.000 |
| 7 | -0.148 | -0.078 | 49.232 | 0.000 |
| 8 | -0.107 | -0.081 | 51.270 | 0.000 |
| 9 | -0.064 | -0.049 | 51.997 | 0.000 |
| 10 | 0.050 | 0.073 | 52.448 | 0.000 |
| 11 | 0.020 | -0.059 | 52.518 | 0.000 |
| 12 | -0.090 | -0.195 | 53.981 | 0.000 |
| 13 | -0.116 | -0.117 | 56.456 | 0.000 |
| 14 | -0.114 | -0.027 | 58.833 | 0.000 |
| 15 | -0.075 | -0.017 | 59.887 | 0.000 |

**الشكل 3. 14: جدول الارتباط للمتغير DRGDP**

ليس هناك اختبار احصائي لحسابه ويمكننا النظر إلى عمود الاحتمال Prob.

**4 - قيمة 0.000** = p-values

**5 - الاحتمال 0.05 > 0.000** = Prob **لذلك نرفض فرض العدم** $H_0$ **ونقبل الفرض البديل** $H_1$.

**6 - السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.**

### 2.5.3 الطريقة الرسمية: إجراء اختبار ديكي فولر التكميلي (ADF)

**قم باتباع الخطوات التالية ببرنامج** EViews:

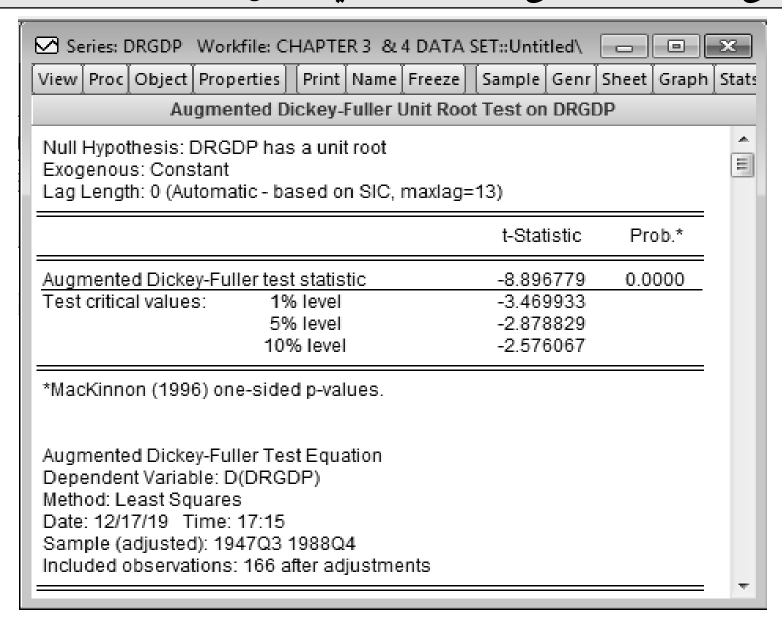
في منطقة العمل أنقر نقراً مزدوجاً على المتغير DRGDP.

من النافذة التي تحتوي على بيانات المتغير DRGDP اختر View - Unit Root test

في الخيار Test type اختر Augmented Dickey-Fuller

في الخيار Test for unit root in اختر Level

في الخيار Include in test equation اختر Trend and Intercept إذا كان الرسم البيان للسلسلة الزمنية يشير إلى اتجاه، غير ذلك اختر intercept فقط، ثم انقر على OK للحصول على مخرجات كما في الشكل 3 .15.




**الشكل 3. 15: أختبار جذر الوحدة للمتغير DRGDP**

**1 –** $H_0$: **السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.**

**2 –** $H_1$: **السلسلة ليس لها جذر وحدة وهي سلسلة مستقرة.**

**3 –** $\alpha$ = **5% أو 0.05**

إحصائية اختبار ADF تساوي -8.896779

**4 – قيمة 0.0000** = p–values

**5 – الاحتمال 0.05 > 0.0000** = Prob **يمكننا رفض فرض العدم** $H_0$ **وقبول الفرض البديل** $H_1$.

**6 – السلسلة ليس لها جذر وحدة وهي سلسلة مستقرة.**

## 6.3 السلسلة الزمنية السادسة: الفرق الأول للمتغير INT-DINT

### 1.6.3 الطريقة غير الرسمية: الرسم البياني للسلسلة الزمنية وإنشاء جدول الارتباط

**قم باتباع الخطوات التالية ببرنامج EViews:**

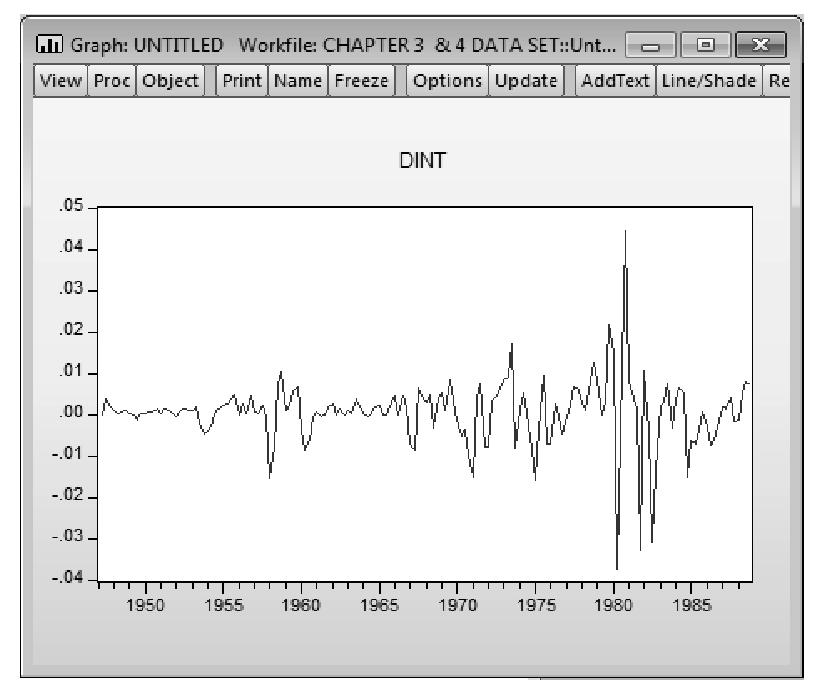
انقر على Quick - Grahp ثم اطبع DINT ثم اختر Line & Symbol وانقر OK سوف تحصل على مخرجات كما في الشكل 3 .16 والذي تبدو فيه السلسلة الزمنية مستقرة، ولإنشاء جدول الارتباط للمتغير DINT انقر على View - Correlogram - Level ثم انقر OK للحصول على مخرجات كما في الشكل 3 .17

**جدول الارتباط لسلسلة بيانات المتغير DINT:**

**1 –** $H_0$: **السلسلة ليس لها جذر وحدة.**

**2 –** $H_1$: **السلسلة لها جذر وحدة.**

**3 –** $\alpha$ = **5% أو 0.05**




**الشكل 3. 16: رسم بياني لسلسلة بيانات DINT**

Series: DINT Workfile: CHAPTER 3 & 4 DATA SET::Untitled\

View Proc Object Properties Print Name Freeze Sample Genr Sheet Graph Stats I

Correlogram of DINT

Date: 12/17/19 Time: 21:49
Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 167

| Lag | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.165 | 0.165 | 4.6214 | 0.032 |
| 2 | -0.280 | -0.316 | 18.066 | 0.000 |
| 3 | 0.089 | 0.230 | 19.418 | 0.000 |
| 4 | 0.067 | -0.119 | 20.203 | 0.000 |
| 5 | 0.069 | 0.217 | 21.027 | 0.001 |
| 6 | -0.046 | -0.203 | 21.392 | 0.002 |
| 7 | -0.329 | -0.222 | 40.444 | 0.000 |
| 8 | -0.013 | 0.078 | 40.475 | 0.000 |
| 9 | 0.170 | -0.036 | 45.619 | 0.000 |
| 10 | -0.062 | 0.038 | 46.300 | 0.000 |
| 11 | -0.156 | -0.154 | 50.713 | 0.000 |
| 12 | -0.027 | 0.071 | 50.841 | 0.000 |
| 13 | 0.010 | -0.134 | 50.861 | 0.000 |
| 14 | 0.054 | 0.056 | 51.407 | 0.000 |
| 15 | -0.031 | -0.084 | 51.587 | 0.000 |

**الشكل 3. 17: جدول الارتباط لسلسلة بيانات المتغير DINT**

ليس هناك اختبار احصائي لحسابه ولكننا نركز على عمود الاحتمال Prob في الشكل 3.17.

**4 - قيم** p–values = **0.000**

**5 - الاحتمال 0.05** < **0.000** = Prob **لذلك نرفض فرض العدم** $H_0$ **ونقبل الفرض البديل** $H_1$.

**6 - السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.**

## 3.6.2 الطريقة الرسمية: إجراء اختبار ديكي فولر (ADF)

**قم باتباع الخطوات التالية ببرنامج** EViews:

في نافذة منقطة العمل انقر نقراً مزدوجاً على المتغير DINT

في الخيار Test type اختر Augmented Dickey–Fuller

في الخيار Test for unit root in اختر Level

في الخيار Include in test equation اختر Trend and Intercept إذا كان الرسم البياني للسلسلة الزمنية يُشير إلى اتجاه، غير ذلك اختر Intercept فقط، ثم انقر على OK للحصول على المخرجات كما في الشكل 3 .18

Series: DINT Workfile: CHAPTER 3 & 4 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stat

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DINT

Null Hypothesis: DINT has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -11.38447 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.470179 | |
| | 5% level | -2.878937 | |
| | 10% level | -2.576124 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DINT)
Method: Least Squares
Date: 12/17/19 Time: 22:42
Sample (adjusted): 1947Q4 1988Q4
Included observations: 165 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DINT(-1) | -1.101321 | 0.096739 | -11.38447 | 0.0000 |
| D(DINT(-1)) | 0.318163 | 0.074791 | 4.254058 | 0.0000 |
| C | 0.000449 | 0.000593 | 0.756917 | 0.4502 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.474970 | Mean dependent var | 2.18E-05 |
| Adjusted R-squared | 0.468488 | S.D. dependent var | 0.010430 |
| S.E. of regression | 0.007604 | Akaike info criterion | -6.902299 |
| Sum squared resid | 0.009367 | Schwarz criterion | -6.845828 |
| Log likelihood | 572.4397 | Hannan-Quinn criter. | -6.879375 |
| F-statistic | 73.27676 | Durbin-Watson stat | 1.850211 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**الشكل 3. 18: اختبار جذر الوحدة للمتغير DINT**

1 - $H_0$ : السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.

3 - $\alpha$ = 5% أو 0.05

إحصائية أختبار ADF تساوي 11.38447-

4 - قيم p−values = 0.000

5 – الاحتمال 0.05 > 0.000 = Prob يمكننا رفض فرضية العدم $H_0$ وقبول الفرض البديل $H_1$.

6 – السلسلة ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.

الآن كل السلاسل مستقرة.

الفَصْلُ الرَّابِعُ

# نمذجة السلاسل الزمنية

بيانات السلاسل الزمنية تحتوي على قراءات لمتغيرات أخذت في فترات زمنية مقسمة بشكل متساوي. كيف يمكن حساب المتوسط لسلسلة ذات طول محدد؟ إن حساب المتوسط للمشاهدات المتعاقبة قد لا تبدو معضلة حيث أننا نجمع قيم كل المشاهدات ثم نقسمها على عددها. ولكن إذا كانت السلسلة تتزايد باضطراد خلال الزمن بمعنى أنها تحتوي على اتجاه ونأخذ قراراً استناداً على هذا المتوسط؛ نحن بالتأكد لن نقوم، على سبيل المثال، باستخدام هذه المعلمة للتنبؤ بمستوى السلسلة في المستقبل. كما أننا لن نستخدم المتوسط العام من أجل الاستدلال (كمركز لفترة الثقة على سبيل المثال) في الفترات الزمنية في بداية ونهاية السلاسل الزمنية.

ينبغي اعتبار القيمة المشاهدة لسلسلة ما في وقت معين قيمة عشوائية؛ بحيث إذا أمكن الحصول على مجموعة جديدة من البيانات في ظل ظروف مماثلة، فلن نحصل على القيم العددية المطابقة. فعلى سبيل المثال، عند قياس سُمك الاسلاك المصنعة على فترات زمنية متساوية مع افتراض أن آلة تصنيع الأسلاك تعمل بشكل مستمر؛ فإنه يمكن تفسير هذه القائمة من القياسات على أنها تمثيل (أو عينة) لسُمك السلك الذي يتم تصنيعه. فإذا قمنا بوقف عملية الإنتاج أكثر من مرة لأغراض الصيانة ثم استئناف وإعادة تشغيل عملية الانتاج للحصول على أسلاك جديدة في ظل ظروف مماثلة للآلة؛ فسنكون قادرين على الحصول على تمثيلات جديدة (عينات) من نفس العملية العشوائية، وبالتالي يمكن استخدام هذه العينات لحساب متوسط سماكة السلك بعد دقيقة أو دقيقتين، وهكذا.

مصطلح "stochastic" يعني ببساطة "عشوائي"، وينبغي تفسير مصطلح "process" على أنه "العملية" أو الآلية التي تولد البيانات. المشكلة هي أنه في معظم الحالات، يمكننا الحصول على تمثيل (أوعينة) واحدة فقط؛ فلا يمكننا، على سبيل المثال، إيقاف الاقتصاد والعودة إلى نقطة اعتباطية ومن ثم أعادة العملية الاقتصادية للحصول على عينات أو تمثيلات جديدة، ومع وجود تمثيل واحد لا يمكننا تقدير المتوسط بدقة في كل فترة زمنية t ومن المستحيل تقدير التباين والارتباط الذاتي. لذلك، لتقدير معاملات الوسط والتباين والارتباط الذاتي لعملية عشوائية تعتمد على تمثيل واحد؛ يجب على محلل السلاسل الزمنية فرض بعض القيود على كيفية جمع البيانات.

كما سبق وأن ناقشنا في الفصول السابقة، فإنه بالإمكان استخدام بيانات السلاسل الزمنية في تحليل الانحدار فقط في حالة كون هذه البيانات مستقرة. بناءً على هذا الشرط المهم؛ هناك ثلاثة سناريوهات محتملة لصياغة نماذج السلاسل الزمنية والتي سيتم مناقشتها في هذا الفصل.

## 1.4 خصائص الاستقرار The property of Stationarity

السلسلة التي تقيس الأثر التراكمي لشيء ما يطلق عليها سلسلة متكاملة (integrated series). تهتم نظرية الاحتمالات في السلاسل الزمنية في معظمها بالسلاسل المتكاملة والتي تكون مستقرة، بصفة عامة، تكون السلسلة الزمنية مستقرة إذا لم يكن هناك تغيير منتظم في الوسط (لا يوجد اتجاه) مع الزمن، وإذا لم يكن هناك تغيير منتظم في التباين، وإذا تمت إزالة الاختلافات خلال الفترة.

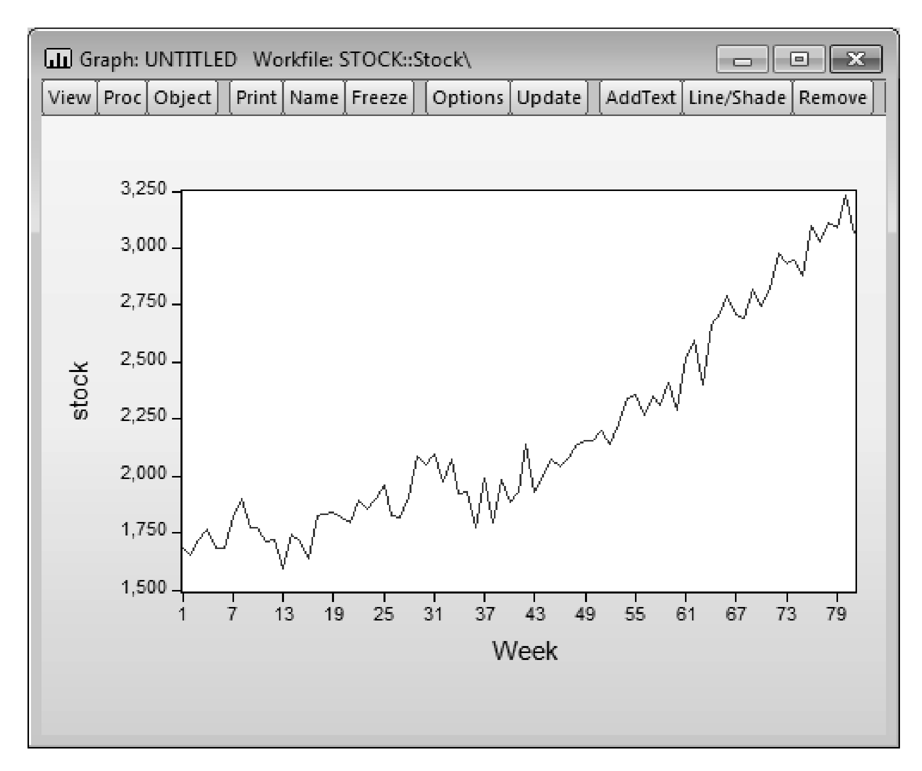
### 1.1.4 فروق الاتجاه العام Trend Differencing

إن افراض عدم وجود اتجاه عام يعيدنا إلى المشكلة التي سبق الإشارة إليها في بداية هذا الفصل؛ إذا لا يوجد اتجاه في السلسلة، قد نكون مستعدين لافتراض أن الوسط ثابت لكل فترة زمنية وأن القيمة المشاهدة عند كل فترة

زمنية تكون ممثلة للوسط الحسابي. الشرط الثاني أعلاه يشير إلى ثبات التباين. تباين السلسلة يعكس درجة الاختلاف حول الوسط المفترض ثباته وهو بذلك يعطي مقياس لعدم اليقين حول هذا الوسط. فإذا كان التباين غير ثابت خلال الزمن، ولنقل أنّه يزداد، فإنه من غير الصحيح أن نعتقد بأننا يمكن أن نعبر عن عدم اليقين حول المستوى المتوقع للوسط مع تباين استناداً على كل البيانات. في الواقع إن معظم السلاسل الزمنية الاقتصادية والتجارية هي غير مستقرة، لذلك فإن تحليل السلاسل الزمنية يستلزم تحويل السلاسل الزمنية الغير مستقرة إلى سلاسل مستقرة وذلك من أجل تطبيق جوانب مختلفة من النظرية الاحصائية.

المرحلة الأولى في تحليل السلاسل الزمنية هي الرسم البياني للبيانات (مشاهدات المتغيرات) خلال الزمن. إن التمثيل البياني للبيانات يعد دائماً جزءًا مهماً في التحليل؛ وذلك لأنه يوضح لنا ما إذا كانت البيانات تنطوي على بعض السمات النوعية مثل الاتجاه العام، أو الاتجاهات الموسمية أو القيم الخارجة. بالنظر إلى الشكل 1.4 والذي يعبر عن مستويات مخزون شركةٍ ما على مدى 81 أسبوعاً متتالياً، نلاحظ وجود ما يدل على وجود اتجاه في البيانات، وأن السلسلة الزمنية غير مستقرة. من أجل الحصول على سلسلة مستقرة ينبغي إزالة هذا الاتجاه.

معظم السلاسل الزمنية الاقتصادية هي غير ساكنة وتتميز بتحركات على طول فترة الاتجاه كما في الشكل 1.4. على الرغم من وجود فهم عام لمصطلح الاتجاه، إلا أنه من الصعب تعريفه بشكل أدق من " أي تغير منتظم في مستوى السلسلة الزمنية". إنَّ الصعوبة في تعريف الاتجاه تنبع من حقيقة مفادها أن ما يبدو وكأنه تغير في المستوى في سلسلة قصيرة من المشاهدات قد يتضح لنا فيما بعد أنه لا يشكل اتجاه عندما تتوفر لدينا سلسلة أطول، بل سيكون جزءاً من حركة دورية.




**شكل 1.4 مستويات المخزون عبر الزمن**

اقترح كلٍ من Box and Pierce (1970) أنه بالإمكان إزالة الاتجاه من السلسلة المتكاملة بطريقة الفروق (method of differencing). طريقة الفروق تعتمد على طرح قيم المشاهدات من بعضها البعض بترتيب محدد يعتمد على الزمن. فعلى سبيل المثال، تحويل الفروق من الدرجة الأولى يعرف بأنه الفروق بين قيم كل مشاهدتين متجاورتين؛ أما الفروق من الدرجة الثانية فيتضمن أخذ الفروق للسلسلة مرة أخرى، وهكذا.

لدينا السلسلة (1، 3، 5، 7، 9، 11) تتضمن زيادة ثابتة (اتجاه) بمقدار وحدتين بين كل مشاهدة والتي تليها. إذا أخذنا الفروق من الدرجة الأولى:

$$3 - 1 = 2$$

$$5 - 3 = 2$$

$$7 - 5 = 2$$

9 – 7 = 2

11 – 9 = 2

عند أخذ الفروق من الدرجة الأولى لسلسلة ذات اتجاه خطي، فإن الاتجاه سوف يختفي. إذا قمنا بتطبيق الطريقة على سلسلة ذات اتجاه غير خطي: 1، 6، 15، 28، 45، 66، 91؛ فإن الفروق من الدرجة الأولى هي 5، 9، 13، 17، 21، 25. لاحظ أن هذه السلسلة الأخيرة ذات الفروق تتضمن اتجاه خطي بزيادة ثابتة بمقدار 4 وحدات. لذلك بأخذ الفروق للفروق (أي أخذ الفروق من الدرجة الثانية)؛ سنتمكن من الحصول على سلسلة خالية من الاتجاه. الفروق من الدرجة الثانية، في الواقع، تزيل الاتجاه التربيعي، والفروق من الدرجة الثالثة تزيل الاتجاه المكعب. الجدير بالذكر أنه من النادر في السلاسل الزمنية الاقتصادية أن تتضمن فروق أعلى من فروق الدرجة الثانية. كذلك يلاحظ بأنه في كل مرة نقوم بأخذ الفروق لسلسة ما؛ فإننا نخسر مشاهدة من البيانات. إن الحصول على البيانات المنتظمة كما هو أعلاه ليس ممكناً دائماً وذلك يعود إلى التقلبات العشوائية في البيانات. مع ذلك، وكما ذكر آنفاً، فإن الكثير من السلاسل الزمنية الاقتصادية تحتاج فقط إلى أخذ الفروق من الدرجة الأولى أو الثانية من أجل إزالة مكون الاتجاه (سلاسل بلا اتجاه)، لتكون جاهزة لإجراء أي تحليل إضافي. لاحظ أنه عند إزالة الاتجاه؛ فإن عملية أخذ الفروق بشكل إضافي ستستمر في انتاج سلسلة من غير اتجاه؛ ولكن في كل مرة سوف نفقد نقطة من البيانات. لذلك، فأن المبالغة في أخذ الفروق سوف يعقد النموذج وينبغي تجنبه.

### 2.1.4 الفروق الموسمية Seasonal Differencing

الكثير من السلاسل الزمنية الاقتصادية تشير إلى أنماط موسمية تجعل السلاسل الزمنية غير مستقرة. الكثير من السلاسل الشهرية والربع سنوية (الفصلية) تتضمن تأثيرات ذات درجة عالية من الانتظام. الطريقة التي تستخدم لتعديل البيانات في هذه الحالة تسمى الفروق الموسمية، وذلك لتمييزها عن طريقة الفروق المتتابعة التي تمت مناقشتها في القسم الأخير.

الفروق الموسمية تتضمن أخذ الفروق ضمن المشاهدات الخالية من الاتجاه ضمن أربع فترات زمنية، فعلى سبيل المثال، إذا كان هناك ما يشير إلى وجود أنماط فصلية (ربع سنوية)؛ نقوم بحساب الفروق بين قيمة الربع الأول لكل سنة متتالية التالية وبالمثل الفروق بين الربع الثاني، والثالث والرابع للسنوات المتعاقبة. الفروق الموسمية من الدرجة الأولى يشير إلى قيامنا بأخذ الفرق الأول لنفس الأرباع في سنوات مختلفة (قيم الفصل الأول تطرح من بعضها وقيم الفصل الثاني تطرح من بعضها وهكذا). هذا التعديل الموسمي الذي وصف للتو يتضمن مدى من أربع فترت زمنية؛ وبالتالي فإن ذلك يعني أن هناك 4 فترات تباطؤ استخدمت في عملية الفروق الموسمية.

### 3.1.4 تجانس البيانات Homoscedasticity

إن عملية أخذ الفروق تحاول انتاج الاستقرار عندما يكون هناك اتجاه، أما إذا رأينا أن تباين السلسلة الزمنية يتميز بعدم الثبات؛ فإن هناك عدة طرق أخرى متوفرة لتحويل البيانات. أكثر طريقتين استخداماً في تحويل البيانات هما إما بالحصول على اللوغاريتم لبيانات السلسلة أو الحصول على الجذر التربيعي لها. التحويل اللوغاريتمي على وجه الخصوص يكون فعالاً عندما (1) يكون تباين السلسلة متناسب مع المستوى المتوسط لها أو (2) زيادة المستوى المتوسط أو انخفاضه بنسبة ثابتة.

تحاول عملية الاختلاف إنتاج الثبات عند وجود اتجاه. عندما يُعتقد أن تباين السلسلة الزمنية ليس ثابتًا بمرور الوقت، فهناك العديد من تحويلات البيانات المتاحة. اثنين من التحولات شائعة الاستخدام هما اللوغاريتمية وتحويل الجذر التربيعي. تكون اللوغاريتمية فعالة بشكل خاص عندما (1) يكون تباين السلسلة متناسباً مع المستوى المتوسط للسلسلة أو (2) يزيد متوسط المستوى في السلسلة أو ينخفض بنسبة مئوية ثابتة. الجدير بالذكر أنه في حالة وجود أرقام سالبة فإن اللوغاريتمات أو الجذور التربيعية ستكون غير حقيقة، كما أن هذه التحويلات ينبغي أن تسبق عملية أخذ الفروق التي قد تكون مطلوبة.

## 2.4 السلاسل الزمنية في التطبيق

إن استخدام السلاسل الزمنية في الانحدار يعتمد بالدرجة الأولى على ما إذا كانت السلسلة الزمنية مستقرة أم لا. تأسيساً على هذا الشرط الأساسي، يوجد هناك ثلاثة سيناريوهات محتملة في صياغة نماذج السلاسل الزمنية.

### 1 - كل السلاسل الزمنية الأصلية مستقرة

قبل إجراء الانحدار باستخدام السلاسل الزمنية، كل السلاسل يجب أن تخضع لاختبارات ضرورية للتأكد من أنها مستقرة، يتبع هذه الخطوة إجراء اختبار التكامل (cointegration test) وذلك لمعرفة ما إذا كانت بواقي نموذج الانحدار الأساسي مستقرة أم لا. إذا كانت البواقي مستقرة فإن السلاسل متكاملة وهذا يعني أن وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة. معلمات الانحدار للمتغيرات المستقلة لهذا الانحدار سوف تمثل علاقة طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة. نقوم بإجراء اختبار الفروض لكل معلمة من أجل التأكد من أنها ذات معنوية احصائياً بالإضافة إلى اختبار LM لعرض خلو النموذج من مشكلة الارتباط الذاتي.

### 2 - السلاسل الزمنية الأصلية غير مستقرة

إذا السلاسل الزمنية لنموذجٍ ما غير مستقرة ولكن البواقي لنموذج الانحدار المعطى مستقرة، فإن ذلك يعني وجود علاقة طويلة الأجل بين السلاسل وهي متكاملة. إذا تحقق هذا الشرط فإنه بالإمكان حساب نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model or ECM) لإيجاد كلاً من العلاقات قصيرة وطويلة الأجل بين السلاسل.

### 3 - عدم استقرار كلٍّ من السلاسل الزمنية وبواقي الانحدار (باستخدام السلاسل الأصلية)

في هذه الحالة لا يمكن استخدام نموذج تصحيح الخطأ (ECM)، بل نلجأ إلى استخدام نموذج الفجوات الموزعة (Distributed Lag, DL) أو استخدام نموذج الانحدار الذاتي ذو الفجوات الموزعة (Autoregressive Distributed Lag, ADL).

**ملاحظات مهمة:**

1 - **في اختبار التكامل (the cointegration test) نقوم دائماً بإجراء الانحدار باستخدام السلاسل الأصلية بغض النظر عن كون هذه السلاسل مستقرة أم لا.**

2 - **إذا كانت السلاسل غير مستقرة ولكن اختبار التكامل أشار إلى وجود تكامل بينها، فإن إجراء الانحدار بين السلسلتين سوف لن يقود إلى الحالة التي يمكن فيها خسارة أية معلومات للسلاسل الزمنية.**

**انظر النموذج أدناه حيث أن RMD الطلب الحقيقي على النقود، و RGDP هو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، وINT سعر الفائدة:**

$$RMD_t = \beta_0 + \beta_1\, RGDP_t + \beta_2\, INT_t + U_t$$

| **إجراء الانحدار في EViews**<br>تحت Quick اختر Estimate equation ثم اكتب RMD C PGDP INT ثم انقر OK للحصول على الشكل 2.4 |
|---|

عند النظر إلى النتائج المعروضة في الشكل 2.4 نلاحظ أن معلمات الانحدار الخاصة بالمتغيرين RGDP و INT هي معنوية إحصائياً، حيث أنه في الحالتين P-values تساوي 0.000 و 0.000 على التوالي. كذلك نلاحظ أن قيمة R-square مرتفعة (92.78%)، بينما قيمة احصائية (DW) Durbin-Watson منخفضة جداً (0.0862).

مع وجود قيمة إحصائية DW أصغر من قيمة R-square (0.0862 < 0.927801)، فإننا من المحتمل أمام حالة انحدار زائف (spurious regression). من ناحية أخرى، فإنه إذا كانت البواقي لهذا الانحدار هي مستقرة؛ فإن ذلك يؤكد أن السلاسل متكاملة، وذلك يشير إلى علاقة طويلة الأجل بين السلاسل وبالإمكان حساب نموذج تصحيح الخطأ (ECM).

Equation: UNTITLED Workfile: DATA FOR TIME SERIES::Un...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: RMD
Method: Least Squares
Date: 02/13/20 Time: 09:42
Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 168

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.351895 | 0.147514 | -2.385501 | 0.0182 |
| RGDP | 0.965542 | 0.031734 | 30.42629 | 0.0000 |
| INT | -1.042427 | 0.205637 | -5.069266 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.927801 | Mean dependent var | -4.635467 |
| Adjusted R-squared | 0.926926 | S.D. dependent var | 0.182267 |
| S.E. of regression | 0.049271 | Akaike info criterion | -3.165279 |
| Sum squared resid | 0.400554 | Schwarz criterion | -3.109494 |
| Log likelihood | 268.8834 | Hannan-Quinn criter. | -3.142639 |
| F-statistic | 1060.176 | Durbin-Watson stat | 0.086269 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

شكل 2.4 نموذج انحدار باستخدام المتغيرات RMD، RGDP و IND

**لحفظ البواقي في** EViews

اذهب إلى Quick Generate series ثم اكتب U = resid في النافذة الإجرائية ثم انقر OK. بالنقر المزدوج على U وبالذهاب إلى View, Graph واختر options من الشكل 7.2 لعرض الرسم البياني للبواقي والتي تظهر أن سلسلة البواقي U مستقرة كما هو موضح في الشكل 3.4.

**لإجراء اختبار شكل الارتباط للبواقي:**

بالنقر المزدوج على المتغير U للحصول على سلسلة U، ثم انقر على View - Correlogram واختر Correlogram of the Level وانقر OK لعرض الشكل البياني في الشكل 4.4.

1 - $H_0$: السلسلة ليس لها جذر وحدة.

2 - $H_1$: السلسلة لها جذر وحدة.

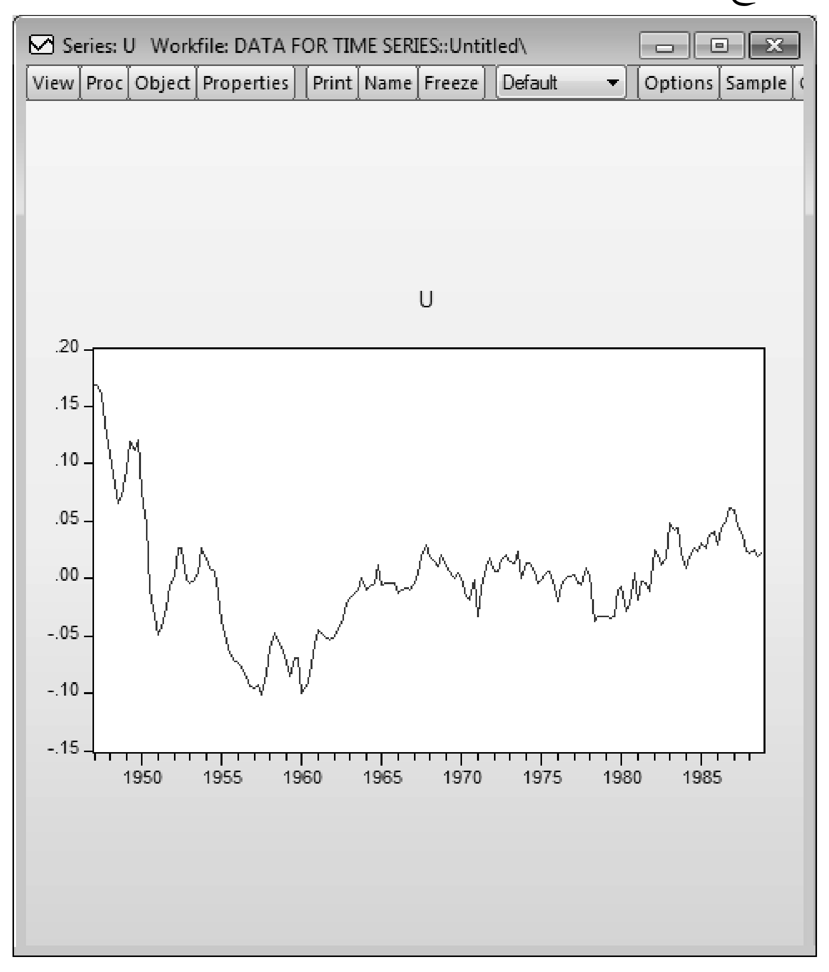
3 - $\alpha$ = 5% أو 0.05

ليس هناك اختبار احصائي يتم حسابه، سوف نركز على عمود الاحتمال "Prob" في الشكل 4.4

1 - قيمة p-values أصغر من 0.05

2 - بما أن Prob = 0.000 وهي أقل من 0.05 فإننا نرفض الفرضية العدم $H_0$ ونقبل الفرضية البديلة $H_1$.

3 - نستنتج بأن سلسلة U لها جذر وحدة وليست مستقرة.




**شكل 3.4 رسم بياني للبواقي U**

Series: U Workfile: DATA FOR TIME SERIES::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Correlogram of U

Date: 02/13/20 Time: 09:12
Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 168

| | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.921 | 0.921 | 144.93 | 0.000 |
| 2 | 0.824 | -0.150 | 261.88 | 0.000 |
| 3 | 0.726 | -0.056 | 353.20 | 0.000 |
| 4 | 0.643 | 0.043 | 425.17 | 0.000 |
| 5 | 0.575 | 0.038 | 483.19 | 0.000 |
| 6 | 0.533 | 0.105 | 533.35 | 0.000 |
| 7 | 0.509 | 0.062 | 579.31 | 0.000 |
| 8 | 0.493 | 0.026 | 622.69 | 0.000 |
| 9 | 0.462 | -0.101 | 661.04 | 0.000 |
| 10 | 0.403 | -0.164 | 690.41 | 0.000 |
| 11 | 0.340 | 0.001 | 711.41 | 0.000 |
| 12 | 0.262 | -0.118 | 723.98 | 0.000 |
| 13 | 0.206 | 0.107 | 731.83 | 0.000 |
| 14 | 0.173 | 0.065 | 737.39 | 0.000 |
| 15 | 0.165 | 0.061 | 742.50 | 0.000 |

**شكل 4.4 اختبار شكل الارتباط للبواقي U**

## الطريقة الرسمية:

إجراء اختبار ديكي فولر التكميلي للبواقي Augmented Dicky-Fuller Test (ADF) for residuals:

قم باتباع الخطوات التالية في EViews:

أنقر نقر مزدوج على U الموجود في ملف العمل.

من النافذة التي تعرض بيانات U اختر Views - Unit Root test-Standard Unit Root test

تحت نوع الاختبار Test type اختر Augmented Dickey-Fuller

وتحت Test for unit root in قم باختيار level

تحت Include in test equation اختر Trend and intercept إذا كان الرسم البياني للسلسلة يشير إلى أنها ذات اتجاه، أما إذا كان لا يوجد اتجاه فاختر Intercept فقط ثم انقر على OK سوف تحصل على نتائج المخرجات كما هي موضحة في الشكل 5.4.

قبل البدء في إجراء اختبار ADF، نحن نحتاج إلى معرفة هل من الضروري إضافة مكون اتجاه كجزء من التحليل أم لا، فإذا كان الرسم البياني للسلسلة الزمنية يعرض اتجاه فيجب إضافة مكون الاتجاه إلى التحليل، وإذا لم تعرض السلسلة الزمنية مكون اتجاه فلا داعي لإضافة مكون اتجاه ولكن تذكر دائماً أن تقوم بإضافة الحد الثابت.

1 - $H_0$: السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$: السلسلة ليس لها جذر وحدة ومستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

عند النظر إلى الشكل 5.4 نجد أن إحصائية اختبار ADF تساوي -3.819725

1 - قيمة p-values = 0.0033

2 - بما أن $0.05 < 0.0033$ = Prob ، فإننا نرفض الفرضية العدم $H_0$ ونقبل الفرضية البديلة $H_1$.

3 - نستنتج بأن السلسلة ليس لها جذر وحدة ومستقرة.

إن استخدام السلاسل المتكاملة لا يعطينا فكرة حول ما إذا كان هناك توازن equilibrium ما بين السلاسل أم لا. إذا كانت السلاسل متكاملة، فيمكن استخدام نموذج تصحيح الخطأ the Error Correction Model (ECM) وذلك لتحقيق ثلاثة أغراض وهي:

1 - للتأكد من وجود توازن بين السلاسل من عدمه.

2 - لمعرفة سرعة استرجاع وضع التوازن عن طريق معلمة عنصر تصحيح الخطأ. إن عنصر تصحيح الخطأ يجب أن يكون سالباً وذا معنوية إحصائياً، وهما الخاصيتان اللازم توافرهما في معلمة تصحيح الخطأ.

3 - للتأكد من وجود علاقة قصيرة الأجل بين السلاسل من خلال استخدام فجوات زمنية للمتغيرات المستقلة في نموذج تصحيح الخطأ.

### خطوات تطبيق نموذج تصحيح الخطأ (ECM):

افترض أن لدينا النموذج الأساسي التالي:

$$RMD_t = \beta_0 + \beta_1 \, RGDP_t + \beta_2 \, INT_t + U_t$$

فإن نموذج بفجوة زمنية واحدة لهذا النموذج الأساسي سيكتب كالتالي:

$$RMD_{t\text{-}1} = \beta_0 + \beta_1 \, RGDP_{t\text{-}1} + \beta_2 \, INT_{t\text{-}1} + U_{t\text{-}1}$$

Series: U Workfile: DATA FOR TIME SERIES::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on U

Null Hypothesis: U has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -3.819725 | 0.0033 |
| Test critical values: | 1% level | -3.469933 | |
| | 5% level | -2.878829 | |
| | 10% level | -2.576067 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(U)
Method: Least Squares
Date: 02/13/20 Time: 09:20
Sample (adjusted): 1947Q3 1988Q4
Included observations: 166 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| U(-1) | -0.085519 | 0.022389 | -3.819725 | 0.0002 |
| D(U(-1)) | 0.209478 | 0.073543 | 2.848361 | 0.0050 |
| C | -0.000775 | 0.001061 | -0.731030 | 0.4658 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.119571 | Mean dependent var | -0.000865 |
| Adjusted R-squared | 0.108768 | S.D. dependent var | 0.014445 |
| S.E. of regression | 0.013637 | Akaike info criterion | -5.734202 |
| Sum squared resid | 0.030311 | Schwarz criterion | -5.677961 |
| Log likelihood | 478.9388 | Hannan-Quinn criter. | -5.711374 |
| F-statistic | 11.06852 | Durbin-Watson stat | 2.019224 |
| Prob(F-statistic) | 0.000031 | | |

**شكل 5.4 اختبار جذر الوحدة للبواقي U**

من هذه المعادلة الأخيرة نستطيع إيجاد فجوة زمنية واحدة لحد الخطأ

($U_{t\text{-}1}$) . نأخذ كل عناصر المعادلة باستثناء $U_{t\text{-}1}$ من الجانب الأيمن إلى الجانب الأيسر للمعادلة وبالتالي فإن المعادلة ستكتب كالتالي:

$$U_{t\text{-}1} = RMD_{t\text{-}1} + \beta_0 \text{-} \beta_1 RGDP_{t\text{-}1} + \beta_2 INT_{t\text{-}1}$$

حيث يطلق على $U_{t\text{-}1}$ حد تصحيح الخطأ. وكنتيجة لذلك، يمكن إعادة كتابة المعادلة الأخيرة باستخدام ECM بدلاً من $U_{t\text{-}1}$ ، أي أن نعرف $U_{t\text{-}1}$ بـ ECM.

$$ECM_{t\text{-}1} = RMD_{t\text{-}1} + \beta_0 \text{-} \beta_1 RGDP_{t\text{-}1} + \beta_2 INT_{t\text{-}1}$$

الآن يمكن كتابة المعادلة الأساسية لنموذج تصحيح الخطأ (ECM) كالآتي:

$$DRMD_t = \beta_0 + \beta_1 DRMD_{t\text{-}1} + \beta_2 DRGDP_t + \beta_3 DRGDP_{t\text{-}1} + \beta_4 INT_t + \beta_5 INT_{t\text{-}1} + \beta_6 ECM_{t\text{-}1} + V_t$$

حيث $\beta_3$ و $\beta_5$ هما مرونة $RMD_t$ في الأجل القصير بالنسبة لكلٍ من RGDP و INT،

أما $\beta_2$ و $\beta_4$ هما مرونة $RMD_t$ في الأجل الطويل بالنسبة لكلٍ من RGDP و INT،

$\beta_6$ هي سرعة استرجاع وضع التوازن لـ $RMD_t$ إلى خطأ الفترة الأخيرة، المتوقع أن تكون $\beta_6$ أقل من الصفر ($\beta_6 < 0$).

حد تصحيح الخطأ، أو [$RMD_{t\text{-}1} + \beta_0 \text{-} \beta_1 RGDP_{t\text{-}1} + \beta_2 INT_{t\text{-}1}$]، هو مقياس لخطأ عدم التوازن في الفترة السابقة.

أخيراً، التأثيرات طويلة الأجل تحدث بمعدل يحدد بقيمة $\beta_6$.

- **بناءً على ذلك يمكن استخدام OLS على المعادلة أعلاه بشكل صحيح.**
- **نظرية التمثيل لـ Granger تنص على أن أي علاقة تكامل بين متغيرين (بينهما اندماج مزدوج) يمكن التعبير عنها بنموذج تصحيح التوازن.**
- **إحصائية الاختبار للنموذج أعلاه سوف تركز على المعلمة $\beta_6$.**

- الفرض الصفري : $H_0: \hat{\beta}_6 = 0$ ، المعلمة المقدرة لحد تصحيح الخطأ تساوي صفر، وبذلك فإن السلسلتين غير متكاملتين والبواقي من انحدار التكامل تصنف على أنها I(1) .
- الفرض البديل : $H_0: \hat{\beta}_6 < 0$ والسلسلتين متكاملتين، والبواقي تصنف على أنها I(0).
- تحت الفرض الصفري، فإن إحصائية الاختبار $\frac{\widehat{\beta}_6}{SE\ (\widehat{\beta}_6)}$ يتبع التوزيع غير القياسي.
- عندما نرفض الفرض الصفري ونقبل الفرض البديل؛ سنتمكن من الوصول لنتيجة مفادها أن هناك علاقة طويلة الأجل بين السلاسل أو بين المتغيرين.
- إذا لم نتمكن من رفض الفرض الصفري؛ يمكن استنتاج أنه لا يوجد تكامل بين السلسلتين، وبشكل أكثر تحديداً، فإن الاختبار أعلاه يشير إلى أنه من غير الممكن إيجاد نموذج تصحيح الخطأ؛ ولذلك لا يمكن تأسيس علاقة بين المتغيرين في الأجل الطويل.
- إذا استطعنا رفض الفرض الصفري ووجدنا علاقة طويلة الأجل بين السلاسل، فإن هذا التوازن في الأجل الطويل يعبر عنه بالمعادلة:

$$RMD_t = \beta_0 + \beta_1 RGDP_t + \beta_2 INT_t$$

**المحلل سيكون أمام ثلاثة احتمالات**

1- قد يكون المتغيرات المستقلة $DRGDP_t$ و $DINT_t$ تأثيرات معاصرة فقط، بمعنى أنها تؤثر على DRMD بشكل فوري ولكن هذه التأثيرات لا تستمر في المستقبل، وفي مثالنا السابق، هذا يحدث عندما تكون $\hat{\beta}_6$ مساوية للصفر.

2 - يكون للمتغيرات المستقلة تأثيرات معاصرة بالإضافة إلى أنها تنطوي على عنصر أو مركب توازن يستمر في الفترات المستقبلية ويضمحل بمعدل معين. هذه هي الحالة التي تكون فيها لكل المعلمات المقدرة: $\beta_2$، $\beta_3$، $\beta_4$ ، $\beta_5$ و $\beta_6$ معنوية احصائية.

3 - المتغيرات المستقلة لا تحتوي على تأثيرات معاصرة، ولكن بدلاً من ذلك تحتوي على تأثير توازني عندما يكون التأثير السببي على DRMD يحدث في فترات أو نقاط زمنية مستقبلية. في هذا السياق فإن $\beta_3$ و $\beta_5$ كلاهما يساوي الصفر.

تكمن قوة نماذج تصحيح الخطأ في أنها تسمح لنا بتقدير واختبار الثلاثة أنواع من التأثيرات المذكورة أعلاه. القدرة على تقدير مثل هذه التأثيرات سوف تشجع على تطوير النظريات التي تجسد هذه الأسئلة. أما بالنسبة للمحللين التطبيقيين فإن ذلك يعني توجيه اهتمام أكبر في معرفة ما إذا كانت نظريتهم الديناميكية تتضمن تأثيرات معاصرة أم توازنية أم كلاهما.

نماذج تصحيح الخطأ (ECMs) تقدم عدداً من المزايا. **أولاً**، إذا تم توصيف نموذج تصحيح الخطأ بشكل صحيح؛ فإنه من الممكن الافتراض أن حد خطأ انعدام التوازن هو متغير مستقر، وذلك بوجود عدد كبير بشكل كافٍ من المشاهدات أي أنه فعّال بشكل مقارب. إضافةً إلى ذلك، يمكن تقدير نموذج تصحيح الخطأ باستخدام طرق الانحدار التقليدية وبإمكانه أن يعتمد على متغيرات مستقرات ذات جدوى، حتى ولو كنا نتعامل مع عينات كبيرة الحجم. **ثانياً**، نماذج تصحيح الخطأ تسمح بتحويل النمذجة من العام إلى الخاص.

## استخدام EViews في تطبيق نموذج تصحيح الخطأ (ECM)

يمكن كتابة معادلة ECM كما يلي:

$$DRMD_t = \beta_0 + \beta_1 DRMD_{t\text{-}1} + \beta_2 DRGDP_t + \beta_3 DRGDP_{t\text{-}1} + \beta_4 DINT_t + \beta_5 DINT_{t\text{-}1} + \beta_6 ECM_{t\text{-}1} + V_t$$

حيث D تمثل الفرق الأول للسلاسل. بدايةً، نحن في حاجة لاستخراج ECM، لذلك يجب القيام بإجراء الانحدار للنموذج الأساسي للحصول على البواقي، أي سنقوم بتقدير النموذج الأساسي التالي:

$$RMD_t = \beta_0 + \beta_1 RGDP_t + \beta_2 INT_t + U_t$$

في برنامج EViews نقوم بما يلي:

**لتقدير النموذج الأصلي**

اذهب إلى Quick واختر Estimate equation وقم بإجراء الانحدار للمتغيرات كما يلي

RMD C RGDP INT

انقر OK للحصول على الشكل 6.4

**لتوليد بيانات ECM**

اذهب إلى Quick مرة أخرى واختر Generate Series ثم اكتب:

ECM = RESID

انقر OK. لدينا الآن الحد ECM والذي يمثل $U_t$، وهو متغير البواقي لنموذج الانحدار الأساسي.

**لإجراء انحدار لنموذج ECM**

اذهب إلى Quick واختر Estimate equation ثم قم بتقدير نموذج الانحدار بكتابة المتغيرات كما يلي

DRMD C DRMD(-1) DRGDP DRGDP(-1) DINT DINT(-1) ECM(-1)

النتائج تظهر كما هي موضحة في الشكل 7.4.

Equation: UNTITLED Workfile: DATA FOR TIME SERIES::Un...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: RMD
Method: Least Squares
Date: 02/13/20 Time: 09:42
Sample: 1947Q1 1988Q4
Included observations: 168

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.351895 | 0.147514 | -2.385501 | 0.0182 |
| RGDP | 0.965542 | 0.031734 | 30.42629 | 0.0000 |
| INT | -1.042427 | 0.205637 | -5.069266 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.927801 | Mean dependent var | -4.635467 |
| Adjusted R-squared | 0.926926 | S.D. dependent var | 0.182267 |
| S.E. of regression | 0.049271 | Akaike info criterion | -3.165279 |
| Sum squared resid | 0.400554 | Schwarz criterion | -3.109494 |
| Log likelihood | 268.8834 | Hannan-Quinn criter. | -3.142639 |
| F-statistic | 1060.176 | Durbin-Watson stat | 0.086269 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**شكل 6.4 نتائج الانحدار باستخدام RMD، RGDP، INT**

Equation: UNTITLED Workfile: DATA FOR TIME SERIES::Un...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: DRMD
Method: Least Squares
Date: 02/13/20 Time: 10:16
Sample (adjusted): 1947Q3 1988Q4
Included observations: 166 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.001168 | 0.000620 | 1.883321 | 0.0615 |
| DRMD(-1) | 0.528092 | 0.058336 | 9.052610 | 0.0000 |
| DRGDP | 0.129273 | 0.049152 | 2.630079 | 0.0094 |
| DRGDP(-1) | -0.049828 | 0.048224 | -1.033272 | 0.3030 |
| DINT | -0.212607 | 0.076788 | -2.768748 | 0.0063 |
| DINT(-1) | -0.431866 | 0.077732 | -5.555847 | 0.0000 |
| ECM(-1) | -0.039013 | 0.012344 | -3.160519 | 0.0019 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.527991 | Mean dependent var | 0.002743 |
| Adjusted R-squared | 0.510180 | S.D. dependent var | 0.010514 |
| S.E. of regression | 0.007359 | Akaike info criterion | -6.944635 |
| Sum squared resid | 0.008610 | Schwarz criterion | -6.813406 |
| Log likelihood | 583.4047 | Hannan-Quinn criter. | -6.891368 |
| F-statistic | 29.64302 | Durbin-Watson stat | 2.212199 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**شكل 7.4 نموذج ECM لدالة DRMD**

يمكن كتابة معادلة الانحدار التي تم تقديرها كما يلي:

$$DRMD_t = 0.001168 + 0.528092\ DRMD_{t\text{-}1} + 0.129273\ DRGDP_t$$
$$-0.049828\ DRGDP_{t\text{-}1} - 0.212607\ DINT_t$$
$$-0.431866\ DINT_{t\text{-}1} - 0.039013\ ECM_{t\text{-}1}$$

الخطوة التالية هي اختبار المعنوية الإحصائية لمعلمات الانحدار $\beta_2$، $\beta_3$، $\beta_4$ ، $\beta_5$ و $\beta_6$ وكما يلي:

**اختبار لـ $\boldsymbol{\beta_2}$:**

1 – $H_0: \beta_2 = 0$

2 – $H_1: \beta_2 \neq 0$

3 – $\propto = 5\%\ or\ 0.05$

4 - حساب احصائية الاختبار (Test statistic)

$$t_{\beta_2} = \frac{Coefficien\ \beta_2\text{-}\ \beta_2\ (\beta_2\ in\ THEH_0)}{S.E.(\beta_2)} = \frac{0.129273-0}{0.049152} = 2.630079$$

5 - بما أن قيمة الاحتمال ($0.05 > 0.0094 = $P-value)؛ فإننا نرفض $H_0$

6 - نستنتج من ذلك أن المعلمة المقدرة ذات معنوية إحصائية، وهذا يعني أن هناك علاقة طويلة الأجل بين الطلب الحقيقي على النقود والدخل الإجمالي.

**اختبار لـ $\beta_3$:**

1 - $H_0: \beta_3 = 0$

2 - $H_1: \beta_3 \neq 0$

3 - $\propto = 5\%\ or\ 0.05$

**4 - حساب احصائية الاختبار** (Test statistic)

$$t_{\beta_2} = \frac{Coefficien\ \beta_3\text{-}\ \beta_3\ (\beta_3\ in\ THEH_0)}{S.E.(\beta_3)} = \frac{-0.049828-0}{0.048224} = -1.033272$$

5 - بما أن قيمة الاحتمال ($0.05 < 0.3030 = $P-value)؛ فإنه لا يمكننا رفض $H_0$

6 - نستنتج من ذلك أن المعلمة المقدرة ليست معنوية إحصائية، وهذا يعني أنه لاوجود لعلاقة قصيرة الأجل بين الطلب الحقيقي على النقود و الدخل الإجمالي.

الدخل الإجمالي (المعبر عنه بالناتج المحلي الحقيقي في هذا السياق) يؤثر على الطلب على النقود في الأجل الطويل ولا يوجد له تأثير في الأجل القصير.

**اختبار لـ $\beta_4$:**

1 - $H_0: \beta_4 = 0$

2 - $H_1: \beta_4 \neq 0$

3 - $\propto = 5\%\ or\ 0.05$

**4 - حساب احصائية الاختبار (Test statistic)**

$$t_{\beta_4} = \frac{Coefficien\ \beta_4\text{-}\ \beta_4\ (\beta_4\ in\ THEH_0)}{S.E.(\beta_4)} = \frac{-0.212607 - 0}{0.076788} = -2.768748$$

**5 - بما أن قيمة الاحتمال (P-value = 0.0063 < 0.05)؛ فإننا نرفض $H_0$**

**6 - نستنتج من ذلك أن المعلمة المقدرة ذات معنوية إحصائية، وهذا يعني أن هناك علاقة طويلة الأجل بين الطلب الحقيقي على النقود ومعدلات الفائدة. الإشارة السالبة للمعلمة تؤكد التحليل النظري لوجود علاقة سالبة ما بين الطلب الحقيقي على النقود ومعدلات الفائدة.**

**اختبار لـ $\beta_5$:**

1 - $H_0: \beta_5 = 0H_0: \beta_5 = 0$

2 - $H_1: \beta_5 \neq 0H_1: \beta_5 \neq 0$

3 - $\propto = 5\%\ or\ 0.05 \propto = 5\%\ or\ 0.05$

4 - حساب احصائية الاختبار (Test statistic)

$$t_{\beta_5} = \frac{Coefficien\ \beta_5\text{-}\ \beta_5\ (\beta_5\ in\ THEH_0)}{S.E.(\beta_5)} = \frac{-0.431866 - 0}{0.077732} = -5.555847$$

5 - بما أن قيمة الاحتمال (P-value = 0.0000 < 0.05)؛ فإننا نرفض $H_0$

6 - نستنتج من ذلك أن المعلمة المقدرة ذات معنوية إحصائية، وهذا يعني أن هناك علاقة في الأجل القصير بين الطلب الحقيقي على النقود ومعدات الفائدة. الإشارة السالبة للمعلمة تؤكد التحليل النظري لوجود علاقة سالبة ما بين الطلب الحقيقي على النقود ومعدلات الفائدة. معدلات الفائدة بإمكانها التأثير على الطلب الحقيقي للنقود في الأجل القصير والأجل الطويل على حدٍ سواء.

**اختبار لـ $\beta_6$:**

**1** - $H_0: \beta_6 = 0$

**2** - $H_1: \beta_6 \neq 0$

3 - $\propto = 5\% \ or \ 0.05$

4 - حساب احصائية الاختبار (Test statistic)

$$t_{\beta_2} = \frac{Coefficien\ \beta_6 \text{-} \beta_6\ (\beta_6\ in\ THEH_0)}{S.E.(\beta_6)} = \frac{-0.039013 - 0}{0.012344} = -3.160519$$

5 - بما أن قيمة الاحتمال (P-value = 0.0019 < 0.05)؛ فإننا نرفض $H_0$

6 - نستنتج من ذلك أن المعلمة المقدرة ذات معنوية إحصائية، وهذا يعني أن هناك توازن (علاقة توازنية) في الأجل الطويل ما بين الطلب الحقيقي على النقود وكُلٍ من الـ GDP الحقيقي، ومعدلات الفائدة. الإشارة السالبة (ــــ) للمعلمة تؤكد نظرياً وجود هذا التوازن. قيمة المعلمة (0.039013-) تمثل سرعة استرجاع وضع التوازن (أو سرعة التعديل من حالة عدم التوازن إلى حالة التوازن).

بما أن معلمة ECM وجدت لتكون معنوية احصائياً، فإن النماذج أدناه للعلاقة في الأجل الطويل وللتوازن ما بين السلاسل ستكون متطابقة.

$$DRMD_t = \beta_0 + \beta_1\ DRMD_{t\text{-}1} + \beta_2\ DRGDP_t + \beta_3\ DRGDP_{t\text{-}1} + \beta_4\ DINT_t + \beta_5\ DINT_{t\text{-}1} + \beta_6\ ECM_{t\text{-}1} + V_t$$

أو

$$RMD_t = \beta_0 + \beta_1\ RGDP_t + \beta_2\ INT_t$$

## اختبارات البواقي Residual Tests

### اختبار LM للارتباط التسلسلي (The Serial Correlation LM Test)

في هذا الاختبار لا يمكن استخدام اختبار Durbin–Watson وذلك لأن هذا الاختبار لا يصح عند أخذ الفروق كمتغيرات مستقلة. وبذلك يستخدم اختبار Breusch–Godfrey serial correlation LM كبديل.

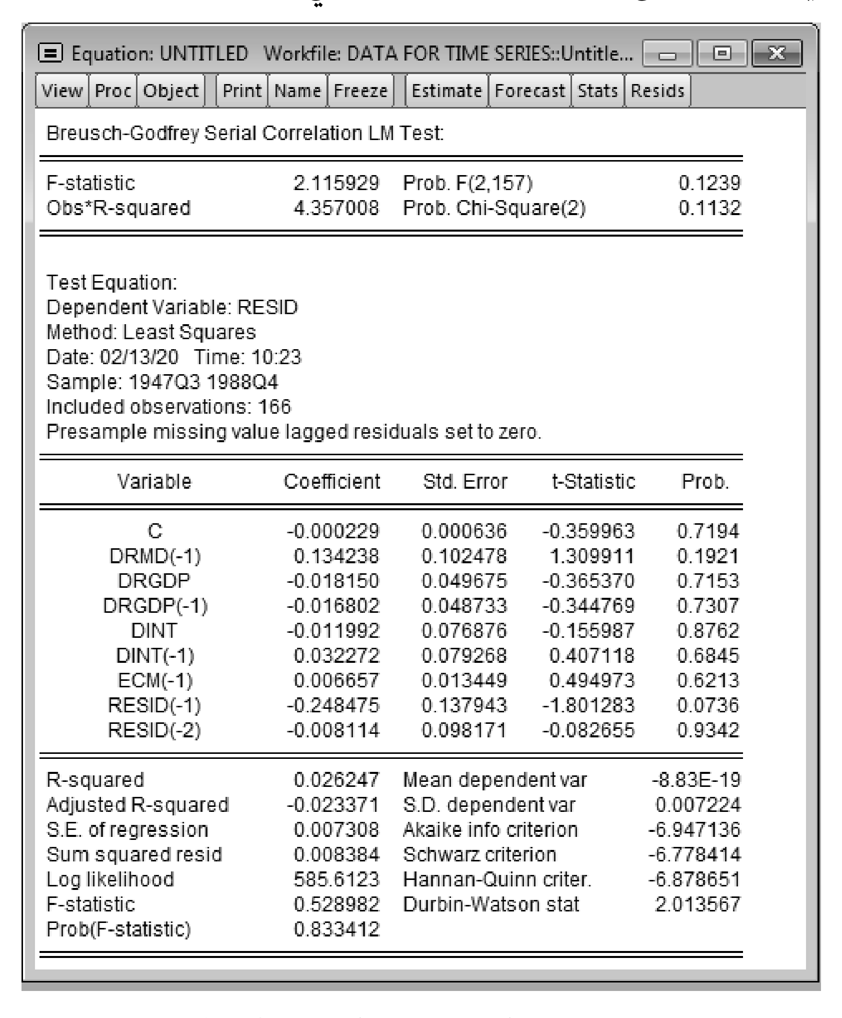
1 - الفرض الصفري $H_0$: لا توجد مشكلة الارتباط التسلسلي

2 - الفرض البديل $H_1$ : توجد مشكلة الارتباط التسلسلي

3 - $\propto = 5\% \; or \; 0.05$

4 - $T * R^2$ = 4.357008 مع P – value = 0.1132

عند إجراء اختبار الارتباط التسلسلي في EViews (الشكل 8.4)، نجد أنه لا يمكن رفض الفرض الصفري حيث أن 0.1239 و 0.1132 > 0. وبذلك نستنتج أنه لا توجد معنوية إحصائية لوجود ارتباط تسلسلي وهذا دليل على أن البواقي لا تنطوي على مشكلة الارتباط التسلسلي.



Equation: UNTITLED Workfile: DATA FOR TIME SERIES::Untitle...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 2.115929 | Prob. F(2,157) | 0.1239 |
| Obs*R-squared | 4.357008 | Prob. Chi-Square(2) | 0.1132 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 02/13/20 Time: 10:23
Sample: 1947Q3 1988Q4
Included observations: 166
Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.000229 | 0.000636 | -0.359963 | 0.7194 |
| DRMD(-1) | 0.134238 | 0.102478 | 1.309911 | 0.1921 |
| DRGDP | -0.018150 | 0.049675 | -0.365370 | 0.7153 |
| DRGDP(-1) | -0.016802 | 0.048733 | -0.344769 | 0.7307 |
| DINT | -0.011992 | 0.076876 | -0.155987 | 0.8762 |
| DINT(-1) | 0.032272 | 0.079268 | 0.407118 | 0.6845 |
| ECM(-1) | 0.006657 | 0.013449 | 0.494973 | 0.6213 |
| RESID(-1) | -0.248475 | 0.137943 | -1.801283 | 0.0736 |
| RESID(-2) | -0.008114 | 0.098171 | -0.082655 | 0.9342 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.026247 | Mean dependent var | -8.83E-19 |
| Adjusted R-squared | -0.023371 | S.D. dependent var | 0.007224 |
| S.E. of regression | 0.007308 | Akaike info criterion | -6.947136 |
| Sum squared resid | 0.008384 | Schwarz criterion | -6.778414 |
| Log likelihood | 585.6123 | Hannan-Quinn criter. | -6.878651 |
| F-statistic | 0.528982 | Durbin-Watson stat | 2.013567 |
| Prob(F-statistic) | 0.833412 | | |

**شكل 8.4 اختبار Breusch-Godfrey serial correlation LM**

الفَصْلُ الخَامِسُ

# مزيد من خصائص السلاسل الزمنية

كجزء من دراسة السلاسل الزمنية من المهم التفرقة بين مصطلح عشوائي stochastic ومصطلح محدد deterministic عند الأخذ في الاعتبار السلاسل الزمنية، فإذا قمت برمي الرمح على مركز لوحة الهدف عدة مرات فإنه من المحتمل أن تُصيب المركز مرات محدودة، حيث أن بعض رميات الرمح سوف تقع بعيداً عن الهدف وتتجه عشوائياً إلى نقاط أخرى، فالعملية العشوائية تتضمن مثل هذه الأخطاء العشوائية.

فعلى سبيل المثال إذا كنت تريد التنبؤ بالتضخم ($Y_t$) في ضوء معدلات الفائدة والبطالة ... الخ، بالرغم من أن المتغيرات التفسيرية سوف يتم اختيارها بمنطق وبعقلانية إلا أنه من المستحيل توقع رقم التضخم بالضبط، هناك هامش يكون فيه تغيرات عشوائية ظهرت في البيانات وهذه التغيرات انتقلت للتضخم ولا يمكن شرحها بغض النظر عن عدد المتغيرات التفسيرية التي تم أخذها في الاعتبار، ومن ناحية أخرى فإن مصطلح محدد يتم استخدامه للإشارة بأن العملية خالية من الخطأ، فعلى سبيل المثال قانون أوم ينص على أنه في الدائرة الكهربائية قيمة C الحالية تتناسب تناسباً عكسياً مع الفولتية V أي بعبارة أخرى $C = \frac{1}{k}V$ حيث أن $\frac{1}{k}$ هي ثابت التناسب، وفي قوانين الفيزياء الأخرى مثل قانون نيوتن فإنها تعتبر محددة، وبالطبع إذا كانت $\frac{1}{k}$ لا تحتوي على أخطاء قياس فإن العلاقة المحددة تصبح عشوائية.

## 1.5 الاتجاهات المحددة والعشوائية

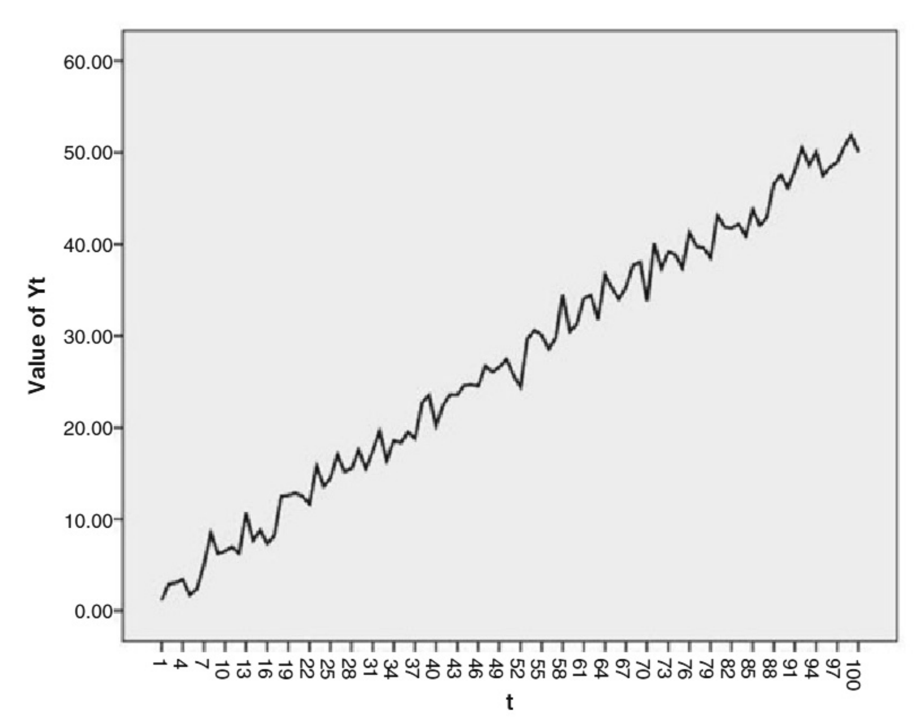
بالأخذ في الاعتبار نموذج السلسلة الزمنية التالي:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t-1} + e_t$$

حيث أن $e_t$ تمثل حد خطأ الضجة البيضاء white noise error term مع ثابت التباين $\sigma^2$ والزمن t يتم قياسه وفقاً للزمن، وهكذا فإن النموذج السابق سوف تكون له الاحتمالات التالية:

**أولاً**: $\beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 = 0$ وهذا يعني أن

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + e_t \quad (5.1)$$




**الشكل 5. 1: سلسلة زمنية مع اتجاه محدد**

وهذا يُسمى نموذج الاتجاه المحدد deterministic trend model وهذا النموذج يفترض بأن الاتجاه دالة تنبؤيه (بدون أخطاء) للزمن $Y_t$ وهذا الاتجاه قد يكون تصاعدياً أو تنازلياً على حسب إشارة $\beta_2$ ، والاتجاه المحدد يمكن أن يكون دالة لكل من $t^2$ أو $t^3$ أو أي دالة زمنية أخرى.

الشكل 1.5 يعرض رسم بياني للمعادلة $Y_t = 2 + 0.5\ t + e_t$ علماً بأن $1 \leq t \leq 100$ حيث أن $e_t$ تتوزع توزيع طبيعي مع متوسط يساوي صفر وتباين

يساوي 1.5، قيم البيانات تعرض تذبذب نحو الزيادة أو النقصان، لهذا السبب فإن السلسلة الزمنية $Y_t$ مع اتجاه محدد توصف بأنها عملية مستقرة الاتجاه trend stationary process (TS).

لاحظ بأن الزيادة الثابتة في المتوسط خلال الزمن في الشكل 5.1 تجعل السلسلة غير مستقرة (تذكر بأنه لكي تكون السلسلة الزمنية مستقرة فيجب أن تتوافر فيها ثلاثة شروط هي: متوسط ثابت، وتباين ثابت، وتباين مشترك ثابت)، استبدال t بـ t - 1 في المعادلة (5.1) يكشف أن

$$Y_t\text{-}Y_{t\text{-}1} = \Delta Y_t = \beta_2 + e_t\text{-}e_{t\text{-}1} = \beta_2 + \Delta e_t$$

المعادلة السابقة لها "خصائص غير مرغوبة للغاية" (أنظر Brooks 2004 ص 372)، وبالتالي يتم التأكيد على عدم استخدام الفرق لإزالة الاتجاه المحدد، والطريقة الصحيحة لإزالة أي اتجاه محدد هي حساب انحدار $Y_t$ مع t والبواقي التي يتم الحصول عليها لن يكون لها اتجاه خطي محدد، عدم الرغبة في المعادلة السابقة سوف يتم شرحها لاحقاً في هذا الفصل.

كما يجب ايضاً ملاحظة ذلك أن الاتجاه المحدد يفرض علينا أنه كلما كانت t تتجه اتجاهاً لا نهائي وكذلك الحال للمتغير $Y_t$ فهذه الخاصية غير مرغوب في وجودها في السلاسل الزمنية الاقتصادية، كما تجب الإشارة إلى أن Brooks (مرجع سابق، ص 375) يرى بأن الاتجاهات العشوائية (أنظر أدناه) تُطبق على السلاسل الزمنية الحقيقية الاقتصادية والمالية أكثر من الاتجاهات المحددة.

**ثانياً**: $\beta_1 \neq 0, \beta_2 = 0, \beta_3 = 1$

$$Y_t = \beta_1 + Y_{t\text{-}1} + e_t \qquad (5.2)$$

هذا يقوم بإنشاء النموذج الذي يُسمى نموذج السير العشوائي مع انسياب، حيث تُسمى $\beta_1$ حد الانسياب، وبالتالي فإن المعادلة السابقة يمكن كتابتها على الشكل التالي:

$$\Delta Yt = \beta_1 + e_t \qquad (5.3)$$

السير العشوائي مع نموذج الانسياب في المعادلة (5.2) غير مستقر (المعامل $Y_{t-1}$ يفترض أن يكون أقل من 1 حتى يكون مستقر) ولكن السلسلة الزمنية أصبحت مستقرة من خلال الفروق الأول كما في المعادلة (5.3)، المعادلة (5.3) تستنتج بأن $Y_t$ سوف تكون موجبة الاتجاه ($\beta_1 > 0$) أو سالبة الاتجاه ($\beta_1 < 0$)، قد ينساب $Y_t$ تصاعدياً وقد ينساب تنازلياً على حسب إشارة $\beta_1$ إذا كانت موجبة أو سالبة، مثل هذا الاتجاه يكون يُطلق عليه اسم الاتجاه العشوائي، وعلى خلاف الرسم البياني في الشكل 5.1 فإن السلسلة الزمنية التي يكون لها اتجاهات عشوائية تعرض تباينات أو قدرات أكبر ثم تتلاشى هذه الاتجاه تدريجياً، والطريقة المثلى لإزالة الاتجاهات العشوائية تتم من خلال إيجاد الفرق، فعند إزالة الاتجاه العشوائي فإن السلسلة الزمنية تُسمى عملية فرق الاستقرار (DSP) difference stationary process.

إذا كانت $\beta_1=0$ في المعادلة (5.2) فإن السلسلة يُسمى سير عشوائي بدون انسياب، وفي هذه الحالة فإن $Y_t=e_t$ لاحظ بأن كلا نماذج السير العشوائي (بانسياب وبدون انسياب) هي عملية AR(1)، نموذج السير العشوائي بدون انسياب هو عملية عشوائية غير مستقرة ولكن الفرق الأول يجعل السلسلة مستقرة كما كان الوضع مع النموذج المعادل مع انسياب، نموذج السير العشوائي بدون انسياب هو نفسه نموذج DSP بعد إجراء الفرق، وفي الغالب يُقال بأن أسعار الأصول مثل أسعار الأسهم أو معدلات سعر الصرف تتبع نماذج السير العشوائي (Gujarati and Porter 2009).

**ثالثاً:** $\beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 = 1$

وهذا يؤدي بنا إلى النموذج التالي

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + Y_{t\text{-}1} + e_t$$

وهذا نموذج سير عشوائي مع انسياب واتجاه محدد، وبحساب الفرق الأول فإن

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + e_t$$

وهذا يبين بأن الفرق الأول يُبقي على اتجاه محدد، وبالتالي فإن الفرق الأول غير مستقر كما سبق شرحه آنفاً، وهذا يعني أيضاً بأن $Y_t$ هي سلسلة زمنية غير مستقرة، وهذه السلسلة ليست DSP بعد احتساب الفرق.

**رابعاً**: $\beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \beta_3 < 1$

وهذا يؤدي إلى إنشاء النموذج التالي $Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t-1} + e_t$
وهذا هو الاتجاه المحدد مع مكوّن الاستقرار AR(1) (هذا بسبب حقيقة أن $\beta_3<1$)، وبالتالي فإن هذا النموذج هو فرق الاستقرار حول اتجاه محدد.

## 2.5 معامل فترة التباطؤ والمعكوس

قبل قراءة هذا الجزء ننصحك بالعمل على النظرية الثنائية في الملحق رقم 5.1 في نهاية هذا الفصل.

المعامل L يُعرف بأنه $LY_t = Y_{t-1}$ وبشكل عام يُعرف بأنه $L^1Y_t=Y_{t-1}$

- **فترة التباطؤ هي ثابت هي عبارة عن ثابت مثل** $Lc = c$
- **قانون التوزيع لحالات معاملات فترات التباطؤ هو** $(L^i + L^j)Y_t = L^iY_t + L^j$

$Y_t=Y_{t-1}+ Yt-j$

- **القانون الترابطي لمعاملات فترات التباطؤ ينص على أن** $L^iL^jY_t = L^i(L^jY_t) = L^i$

$Y_{t-j} =Y_{t-i-j}$

- $L^0Y_t$ **تُعرف بأنها تساوي** $Y_t$

معاملات فترات التباطؤ تعتبر طريقة لكتابة الصيغة العامة لنموذج ARIMA، ونماذج ARIMA تم مناقشتها بتفاصيل أكثر في الفصل 7، بالأخذ في الاعتبار الجزء التالي من معادلة انحدار

$$Y_t = \mu + \varphi_1 Y_{t-1} + \cdots + \varphi_p Y_{t-p} + e_t$$

وهذا يعني أن

$$\left(1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \ldots - \varphi_p L^p\right) Y_t = \mu + e_t$$

أو بصورة أكثر تعقيداً

$$A(L)Y_t = \mu + e_t$$

حيث أن

$$A(L) = 1 - \varphi_1 L \text{-} \varphi_2 L^2 \text{-} \ldots \text{-} \varphi_p L^p$$

وتُسمى A(L) متعددة الحدود في معامل التباطؤ أو الترتيب p كما هي تربيع متعددة الحدود في متغير معين من الدرجة الثانية، وتتم كتابة نموذج ARMA(p,q) كما يلي:

$$Y_t = \mu + \varphi_1 + Y_{t\text{-}1} + \cdots + \varphi_p Y_{t\text{-}p} + e_t + \theta_1 e_{t\text{-}1} + \cdots + \theta_q e_{t\text{-}q}$$

حيث قمنا بكتابة علامة الزائد (+) قبل المعامل ثيتا (θ) بدلاً من العلامة التقليدية ناقص (وهذا لا يؤدي إلى أي اختلاف) ثم نقوم بكتابة المعادلة التالية:

$$Y_t \text{-} \varphi_1 Y_{t\text{-}1} + \cdots \text{-} \varphi_p Y_{t\text{-}p} = \mu + e_t + \theta_1 e_{t\text{-}1} + \cdots + \theta_q e_{t\text{-}q}$$

$$\left(1 - \varphi_1 L \text{-} \varphi_2 L^2 \text{-} \ldots \text{-} \varphi_p L^p\right) Y_t = \mu + (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 \ldots + \theta_q L^q) e_t$$

$$\boxed{A(L)Y_t = \mu + B(L)e_t}$$

حيث أن $A(L) = 1 - \varphi_1 L \text{-} \varphi_2 L^2 \text{-} \ldots \text{-} \varphi_p L^p$ هي حدود رتب p حيث أن $B(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 \ldots + \theta_q L^q$ هي حد رتب q، ولتبسيط سوف يتم تجاهل حد التقاطع $\mu$ ، وباستخدام معامل فترة التباطؤ يمكننا الآن أن نبرهن بأن على واحدة من أهم خصائص فئة نماذج صندوق جنكينز Box-Jenkins وهي:

| |
|---|
| (أ) النماذج أعلاه تؤكد بأن أي عملية ARMA(p,q) قد يتم التعبير عنها كعملية MA صافية للترتيب اللانهائي، $Y_t = A^{\text{-}1}(L)B(L)e_t$ |
| (ب) البرهان أعلاه يعني أن أي عملية ARM(p,q) قد تتم كتابتها كعملية AR صافية للترتيب اللانهائي، $e_t = B^{\text{-}1}(L)A(L)Y_t$ |
| الشرط (ب) يُسمى شرط المعكوس. |

سوف نقوم بتوضيح الشرط (أ) من خلال الأخذ في الاعتبار عملية AR(1) مع التقاطع:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t\text{-}1} + e_t$$

باستخدام الصيغة السابقة فإنه يمكن إعادة كتابة المعادلة لتكون

$$Y_t\text{-}\beta_2 Y_{t\text{-}1} = (1-\beta_2 L)Y_t = \beta_1 + e_t$$

وكذلك

$$Y_t = (1-\beta_2 L)^{\text{-}1}(\beta_1 + e_t)$$

وباستخدام النظرية الثنائية في الملحق 5.1 لشرح $(1-\beta_2 L)^{\text{-}1}$ :

$$Y_t = \left(1 + (-1)(-\beta_2 L) + \frac{(\text{-}1)(\text{-}2)}{2!}(\text{-}\beta_2 L)^2 + \frac{(\text{-}1)(\text{-}2)(\text{-}3)}{3!}(\text{-}\beta_2 L)^3 + \cdots\right)$$

$$\begin{aligned}\times(\beta_1 + e_t)Y_t \\ &= (1 + \beta_2 L + \beta_2^2 L^2 + \beta_2^3 L^3 + \cdots)\beta_1 \\ &+ (1 + \beta_2 L + \beta_2^2 L^2 + \beta_2^3 L^3 + \cdots)e_t\end{aligned}$$

يمكننا إهمال معامل فترة التباطؤ L من الجانب الأيسر ما بين الأقواس لأن أي فترة تباطؤ هي عبارة عن ثابت $\beta_1$ وبالتالي فإنه فيما يخص العملية AR(1) يمكننا اشتقاق ما يلي:

$$\begin{aligned}Y_t = &(1 + \beta_2 + \beta_2^2 + \beta_2^3 + \cdots)\beta_1 \\ &+ (e_t + \beta_2 e_{t\text{-}1} + \beta_2^2 e_{t\text{-}2} + \beta_2^3 e_{t\text{-}3} + \cdots) \quad (5.4)\end{aligned}$$

المعادلة (5.4) توضح بأن عملية AR(1) يمكن تمثيلها كعملية MA صافية للرتب اللانهائية كما سبق وأن تم ذلك في الصفحة السابقة.

الصيغة الموجودة بين الأقواس في الجانب الأيسر من المعادلة (5.4) هي سلسلة هندسية لا نهائية مع نسبة مشتركة تساوي $\beta_2$ ، وإذا افترضنا بأن $|\beta_2| < 1$ فإن مجموع السلسلة الهندسية اللانهائية يلتقي مع $\frac{1}{1-\beta_2}$

(يُسمى ذلك مجموع سلسلة هندسية لا نهائية مع شرط أول يساوي a ومعدل مشترك كسري يساوي r وهو مُعطى بالصيغة التالية $\frac{a}{1-r}$)، وبالتالي فمن المعادلة (5.4) فإن القيمة المتوقعة (أو المتوسط) لـ $Y_t$ تساوي $E(Y_t) = \frac{\beta_1}{1-\beta_2}$ وبما أن الطرف الأيمن الموجود بين الأقواس لهذه المعادلة فإن $E(e_t) = E(e_{t-1}) = E(e_{t-2}) = \cdots = 0$ لأن أخطاء الضجة البيضاء white noise لها متوسط يساوي صفر.

وبما أن $var(e_t)=var(e_{t-1})= var(e_{t-2})= var(e_{t-3}) = \sigma^2$ أي بعبارة أخرى فإن حدود الخطأ تعرض تباين ثابت (أي أنها ذات تباين متجانس homoscedastic)، فإنه من المعادلة (5.4) يمكننا اشتقاق ما يلي:

$$var(Y_t) = \sigma^2(1 + \beta_2^2 + \beta_2^4 + \beta_2^6 + \cdots)$$

(نحتاج إلى جعل varA=0 وذلك لأن $var(AX) = A^2var(X)$ إذا كان A ثابت، وهناك أيضاً تغاير يساوي صفر ما بين الأخطاء لأنها غير مترابطة)، التعبير الموجود بين الأقواس في الجانب الأيمن للمعادلة (5.5) هو سلسلة هندسية لا نهائية مع معدل مشترك يساوي $\beta_2^2$ وهذا يؤدي إلى أن $|\beta_2| < 1$ ومجموع هذه السلسلة الهندسية يساوي $\frac{1}{1-\beta_2^2}$ حيث أن $var(Y_t) = \frac{\sigma^2}{1-\beta_2^2}$

> وبالتالي فإن عملية AR(1) لها متوسط حسابي ثابت وتباين ثابت وكلاهما مستقلين عن الزمن إذا كانت وفقط إذا كانت $|\beta_2| < 1$ وتغاير المتغير $Y_t$ قد يكون ثابتاً لكل الفترات الزمنية t إذا كانت $|\beta_2| < 1$ ، وبالتالي فإن الشرط $|\beta_2| < 1$ هو شرط مطلوب لأي عملية AR(1) حتى تكون مستقرة (المتوسط والتباين والتغاير ثابتة)، كما نلاحظ من المعادلة (5.4) أن عملية AR(1) يمكن كتابتها كعملية متوسط متحرك لا نهائية MA(∞) .

لنعود الآن إلى خاصية المعكوس وهو الشرط الثاني، هذا الشرط يفرض أن عملية MA(1) - على سبيل المثال - يمكن تمثيلها من خلال عملية AR

محضة للترتيب اللانهائي.

بالأخذ في الاعتبار أن عملية MA(1) هي $Y_t = e_t\text{-}\gamma e_{t\text{-}1}$ وبالتالي فإن $Y_t = (1-\gamma L)e_t$ أو $(1-\gamma L)^{\text{-}1}Y_t = e_t$ وباستخدام النظرية الثنائية على $(1-\gamma L)^{\text{-}1}$ فإن:

$$(1 + \gamma L + \gamma^2 L^2 + \gamma^3 L^3 + \cdots)Y_t = e_t$$

$$Y_t + \gamma Y_{t\text{-}1} + \gamma^2 Y_{t\text{-}2} + \gamma^3 Y_{t\text{-}3} + \cdots = e_t$$

وهذا يعني أن عملية MA(1) يمكن اعتبارها كعملية AR لا نهائية، وهذا يتطلب أن $|\gamma| < 1$ وهو شرط لعملية AR السابقة (أو عملية MA(1)) حتى تكون السلسلة مستقرة، وهذا الشرط يوضح بأن تمثيل AR لعملية MA(1) لها مُعَامِلات تتجه إلى الانخفاض خلال الفترة الزمنية كخاصية مرغوبة، وفي هذه الحالة فإننا نقول بأن السلسلة الزمنية MA(1) هي سلسلة معكوسة، إذا كانت $|\gamma| \geq 1$ لهذا يعني أن السلسلة الزمنية ليست معكوسة، وسبب طلب أن تكون عملية MA معكوسة هو أن دالة الارتباط الذاتي ACF ودالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF تتطلب أن السلسلة الزمنية تكون مقدرة تقديراً جيداً من خلال نموذج انحدار ذاتي حتى يمكننا حساب الارتباط الذاتي، SPSS يعطي رسالة تحذيرية إذا كانت عملية MA غير معكوسة.

## 5.3 المعادلة المميزة والاستقرار The Characteristics Equation and Stationarity

قبل قراءة هذا الجزء ننصحك بقراءة المادة الخاصة بالمعادلة التربيعية في الملحق 5.2 في نهاية هذا الفصل.

رأينا أن عملية AR(1) تساوي $Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t\text{-}1} + e_t$ وقد تتم كتابتها كما يلي $A(L)Y_t = \beta_1 + e_t$ حيث أن A(L) يساوي متعدد الحدود من الدرجة الأولى في معامل فترة التباطؤ، $A(L) = (1 - \beta_2 L)$ وبالأخذ في الاعتبار عملية AR(2) فإن

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t\text{-}1} + \beta_3 Y_{t\text{-}2} + e_t$$

$$Y_t\text{-}\beta_2 Y_{t\text{-}1}\text{-}\beta_3 Y_{t\text{-}2} = \beta_1 + e_t$$

$$(1 - \beta_2 L\text{-}\beta_3 L^2)Y_t = \beta_1 + e_t$$

أو

$$A(L)Y_t = \beta_1 + e_t$$

حيث أن $A(L) = 1 - \beta_2 L\text{-}\beta_3 L^2$ هي متعددة حدود من الدرجة الثانية (تكعيبي) مع معامل فترة تباطؤ، في كل هذه الأحوال فإن A(L) متعددة حدود تسبق $Y_t$ تُسمى معادلة مميزة characteristic equation فإذا فرضنا بأنه لدينا عملية AR(p) فإن المعادلة المميزة المتعلقة بهذه العملية تكون:

$$A(L) = 1 - \beta_2 L\text{-}\beta_3 L^2\text{-}\beta_4 L^3\text{-} \dots \text{-}\beta_{p+1} L^p$$

من الممكن عرض عملية عشوائية سوف تكون مستقرة فقط إذا كانت كل جذور A(L) = 0 أكبر من وحدة القيمة المطلقة، يُقال بأن الجذور "خارج دائرة الوحدة"، وبخلاف ذلك فإن العملية سوف تكون غير مستقرة (Tomas 1997:416)

وبالأخذ في الاعتبار عملية AR(1) فإن $Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t\text{-}1} + e_t$ حيث تكون المعادلة المميزة $A(L) = (1 - \beta_2 L)$ وبتعويض A(L)=0 يمكننا الحصول على $L = 1/\beta_2$ ، وللاستقرار فإننا نطلب أن تكون القيمة المطلقة لجذر L أكبر من الوحدة، أي بعبارة أخرى $|1/\beta_2|>1$ وهذا يشير إلى أن شرط الاستقرار تم الحصول عليه في الجزء السابق.

وبالأخذ في الاعتبار عملية AR(2) فإن $Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t\text{-}1} + \beta_3 Y_{t\text{-}2} + e_t$ فإن $A(L) = 1 - \beta_2 L\text{-}\beta_3 L^2$ وبالتعويض في A(L)=0 فإننا نحصل على:

$$\beta_3 L^2 + \beta_2 L\text{-}1 = 0$$

وجذورها تُعطى بالمعادلة التالية

$$L = \frac{-\beta_2 \pm \sqrt{\beta_2^2 + 4\beta_3}}{2\beta_3}$$

وهذا يتطلب أن 1< | L | حتى تكون مستقرة، وبالتالي إذا كان على سبيل المثال $\beta_3$ موجبة فهذا يتطلب قيمة البسط تكون أكبر من قيمة المقام للحصول على 1<| L | :

$$-\beta_2 \pm \sqrt{\beta_2^2 + 4\beta_3} > 2\beta_3$$

$$\pm\sqrt{\beta_2^2 + 4\beta_3} > 2\beta_3 + \beta_2$$

وبأخذ الجذر التربيعي للطرفين

$$\beta_2^2 + 4\beta_3 > 4\beta_3^2 + \beta_2^2 + 4\beta_2\beta_3$$

وباستبعاد $\beta_2^2$

$$4\beta_3 > 4\beta_3^2 + 4\beta_2\beta_3$$

وبقيمة الطرفين على $4\beta_3$

$$1 > \beta_3 + \beta_2$$

أو

$$\beta_3 + \beta_2 < 1$$

فعلى سبيل المثال إذا أخذنا عملية AR(2) فإن $Y_t = 1.6 - 0.4Y_{t\text{-}1} + 0.5Y_{t\text{-}2} + e_t$ سوف تكون المعادلة المميزة تساوي $A(L) = (1 + 0.4L\text{-}0.5L^2)$ وبالتعويض في A(L)=0 فيكون لدينا

$$L = \frac{-0.4 \pm \sqrt{0.16 + 2}}{-1}$$

وهذا يؤدي إلى أن الجذور $L_1$=1.8697 و $L_2$=-1.0697 كلا الجذرين أكبر من وحدة القيمة المطلقة وبالتالي فإن عملية AR(2) مستقرة، لاحظ بأننا أتبعنا شرط الاستقرار وهو $\beta_3 + \beta_2 < 1$ ومن خلال النتائج الموجودة في الملحق 5.2 فإن مجموع الجذرين الحقيقيين يساوي 0.8 وناتجها يساوي -2 كما هو مطلوب نظرياً، وبالطبع فإن عملية AR(2) قد تكون لها معادلة مميزة مع جذور مركبة، فعلى سبيل المثال $Y_t = 1.6 + 0.4Y_{t\text{-}1}\text{-}0.5Y_{t\text{-}2} + e_t$ المعادلة المميزة هي $A(L) = 1 - 0.4L + 0.5L^2$ والتمييز السلبي يوضح لنا أن A(L) لها جذرين مركبين، الجذور المركبة تُعطي من خلال:

$$L = \frac{0.4 \pm \sqrt{0.16 - 2}}{1}$$

وهذا يؤدي إلى $L_1$=0.4+1.3565i وكذلك $L_2$=0.4 - 1.3565i (مستخدماً $\sqrt{1.84} = 1.3565$ )، فعندما تكون جذور المعادلة المميزة مركبة فإن الاستقرار يتطلب أن تكون وحداته أكبر من الوحدة، وهنا فإن الجذور المركبة لها نفس المعاملات المسماه فيثاغورس $\sqrt{0.4^2 + 1.3565^2} = 1.414$ وهي أكبر من الوحدة المطلوبة للاستقرار.

وبالأخذ في الاعتبار عملية AR(3) فإن $Y_t = 2 + 3.9Y_{t\text{-}1} + 0.6Y_{t\text{-}2}\text{-}0.8Y_{t\text{-}3} + e_t$ والتي تكون $A(L) = 1 - 3.9L\text{-}0.6L^2 + 0.8L^3 = 0$ وهذا التكعيب (لحسن الحظ) يمكن تقسيمه إلى (1-0.4L)(1+0.5L)(1-4L)=0 حيث أن جذور $L_1$=2.5، $L_2$=-2، $L_3$=0.25 وبما أن واحد من هذه الجذور أقل من الوحدة في القيمة المطلقة لذلك فإن عملية AR(3) ليست مستقرة.

وبالأخذ في الاعتبار نماذج السير العشوائي مع اتجاه وبدون اتجاه على التوالي $Y_t = \beta_1 + Y_{t\text{-}1} + e_t$ فكلا النموذجين له معادلات مميزة كما يلي A(L) = 1 - L عند A(L)=0 وكذلك L = 1، وهذا يوضح بأن كلا نماذج السير العشوائي ليست مستقرة لأن جذور المعادلة المميزة ليست أكبر من الوحدة، فعندما تكون L = 1 فإن السلسلة الزمنية يُقال بأن لها جذر وحدة والسلسلة

الزمنية ليست مستقرة.

وإذا عدنا لبدايـــة هذا الفصل فإننـــا نُذكر بأننا قمنـــا باختبار المعادلة $\Delta Y_t = \beta_2 + \Delta e_t$ في ســـياق اتجاهات محـــددة، وفي المعادلة الســـابقة فإن الاختلافـــات في المعادلة تُشـــير إلى أن $(1-L)Y_t = \beta_2 + (1-L)e_t$ وبالتالي فإن $Y_t = (1-L)^{-1}\beta_2 + \Delta e_t$ وباســـتخدام النظرية الثنائية فإن $Y_t = (1 + L + L^2 + L^3 + \cdots)\beta_2 + e_t$ ونُذكر بـــأن لوغاريتم الثابت يساوي الثابت نفســـه فإن النتيجة توضح بأن $Y_t$ تصبح ما لانهاية كما استمر اللوغاريتم، وتتم إضافة $\beta_2$ باستمرار، هذا هو سبب ما نص عليه Brooks (op cit) في المعادلة أعلاه بأنها "ذات خصائص غير مرغوبة بشكل كبير".

## 5.4 اختبارات جذور الوحدة Unit Root Tests

بالأخذ في الاعتبار عملية AR(1) وهي $Y_t = \beta_1 Y_{t\text{-}1} + e_t$ فإذا كانت $\beta_1 = 1$ فإنه يكون لدينا سير عشوائي بدون نموذج اتجاه $(1-L)Y_t = e_t$ وبما أن L = 1 فإن النموذج ليست مستقر، وحقيقة فإن هذا يعني أن النموذج له جذر وحدة، فإذا قمنا بطرح $Y_{t-1}$ من الطرفين فإننا نحصل على مكافئ من هذا النموذج $\Delta Y_t = \gamma Y_{t\text{-}1} + e_t$ حيث أن $\gamma = \beta_1\text{-}1$ فإذا كنا نريد اختبار فرضية العدم $H_0$: هذا النموذج له جذر وحدة، فإننا نقوم باختبار $H_0: \beta_1 = 1$ أو بشكل مكافئ $H_0: \gamma = 0$ والفرض البديل هو $H_1: \beta_1 < 1$ (وهذا يعني أن $\gamma < 0$ ) وبعبارة أخرى ليس هناك جذر وحدة، وبالتالي فإن الاختبار الاحصائي هو لذيل واحد، ومنذ بداية هذا الفصل وبالأخذ في الاعتبار أننا نركز على النماذج العشوائية فإن الصيغة الصحيحة تقنياً هي:

**$H_0$ : السلسلة الزمنية ليست ثابتة الفرق لأن لها جذر وحدة.**

وبالأخذ في الاعتبار السير العشوائي مع نموذج اتجاه فإن $Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t\text{-}1} + e_t$ وهي AR(1)، ومرة أخرى نقوم بطرح $Y_{t-1}$ من طرفي المعادلة فإننا نحصل على $\Delta Y_t = \beta_0 + \gamma Y_{t\text{-}1} + e_t$ حيث أن $\gamma = \beta_1\text{-}1$ وبالتالي فإذا كنا نريد أن نختبر فرضية العدم $H_0$: النموذج الثاني له جذر وحده، فإننا يجب أن نختبر $H_0: \beta_1 = 1$ وهذا يكافئ $H_0: \gamma = 0$.

وأخيراً بالأخذ في الاعتبار نموذج AR(1) مع اتجاه محدد $Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t\text{-}1} + e_t$ فإذا كانت $\beta_3 = 1$ فإنه سوف يكون لدينا نموذج سير عشوائي مع اتجاه وهذا النموذج غير مستقر لأن به جذر وحدة، فإذا قمنا بطرح $Y_{t-1}$ من طرفي المعادلة فإننا نحصل على المعادلة التالية $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \gamma Y_{t\text{-}1} e_t$ حيث أن $\gamma = \beta_3\text{-}1$ وإذا كنا نريد اختبار فرضية العدم $H_0$: النموذج الثالث له جذر وحده، فإننا يجب أن نقوم باختبار $H_0: \beta_3 = 1$ وهذا يكافئ $H_0: \gamma = 0$.

ويعتبر Dickey and Fuller (1979) بأن الثلاث المعادلات المختلفة من المحتمل أن يكون لها جذر وحدة:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t\text{-}1} + e_t \quad (5.6)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \gamma Y_{t\text{-}1} + e_t \quad (5.7)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \gamma Y_{t\text{-}1} + e_t \quad (5.8)$$

الفرق بين هذه النماذج الثلاث يتعلق بوجود العناصر المحددة وهي $\beta_0$ و $\beta_1$ و $\beta_2 t$، والمعامل الذي نركز عليه في هذه المعادلات الثلاث هو $\gamma$ وإذا كان $\gamma = 0$ فإن السلسلة الزمنية لها جذر وحدة، ويتضمن اختبار Dickey and Fuller تقدير واحدة أو أكبر من المعادلات رقم 5.6 و 5.7 و 5.8 باستخدام المربعات الصغرى واختبار احصائي يتم حسابه لـ $\gamma$ ، الاختبار الإحصائي له عدة ابعاد بحسب أي من النماذج الثلاث سوف يستخدم الباحث، بالإضافة إلى ذلك فإن القيم الحرجة تختلف بحسب أي من النماذج الثلاث السابقة يتم اختباره، بالنسبة للنموذج 5.6 لا يوجد ثابت أو اتجاه زمني والاختبار الإحصائي تتم الإشارة إليه بالرمز $\tau$ ، وبالنسبة للنموذج 5.7 فيوجد به قيمة للتقاطع ولا يوجد به اتجاه زمني والاختبار الإحصائي تتم الإشارة إليه بالرمز $\tau_\mu$ أما بالنسبة للنموذج 5.8 فهناك تقاطع واتجاه زمني والاختبار الإحصائي تتم الإشارة إليه بالرمز $\tau_t$، فعلى سبيل المثال من الجداول الإحصائية إذا كان حجم العينة n = 100 فإن القيم الحرجة 5% تساوي $\tau = -1.95$، $\tau_\mu = -2.89$، $\tau_t = -3.45$ على التوالي للنماذج الثلاث، وتذكر بأن اختبار Dickey and

Fuller هو لذيل واحد من منحنى التوزيع الطبيعي وهو الجهة السالبة، وبالتالي فقيمة حرجة واحدة مطلوبة يتم اختيارها للدلالة الإحصائية، ومن الواضع بأن جدول قيم اختبار Dickey and Fuller تم بناؤها في برنامج EViews.

حتى الآن افترضت بأن السلسلة الزمنية التي نقوم بدراستها يمكن صياغة نموذج لها من خلال عملية AR من الدرجة الأولى، وعموماً فإن السلسلة قد تكون نتيجة عملية AR من درجة أعلى، ولحل ذلك فيجب تعميم نموذج AR(1) كما يلي $Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t\text{-}1} + e_t$ وهذا يزيد من أهمية ما يُسمى اختبار ديكي فلور المعزز (Augmented Dickey–Fuller (ADF ، وللتوضيح إذا أخذنا في اعتبارنا عملية AR من الدرجة الثالثة:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t\text{-}1} + \beta_2 Y_{t\text{-}2} + \beta_3 Y_{t\text{-}3} + e_t \qquad (5.9)$$

ولها معادلة مميزة كما يلي:

$$(1 - \beta_1 L\text{-}\beta_2 L^2\text{-}\beta_3 L^3) = 0 \qquad (5.10)$$

سوف نقوم بإعادة صيغة المعادلة 5.9 ونتذكر ذلك عندما نقوم بدراسة التكامل، وإعادة الصياغة تعني ببساطة التعبير عن المعادلة بمعادلة أخرى، أي بمكافئ جبري آخر، نقوم بطرح $Y_{t-1}$ من طرفي المعادلة رقم 5.9 ونعاود ترتيبها كما يلي:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3\text{-}1)Y_{t\text{-}1}\text{-}(\beta_2 + \beta_3)Y_{t\text{-}1} + \beta_2 Y_{t\text{-}2} + \beta_3 Y_{t\text{-}3} + e_t \qquad (5.11)$$

نقوم بإضافة وطرح $\beta_3 Y_{t\text{-}2}$ من الطرف الأيمن للمعادلة 5.11

$$\Delta Y_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3\text{-}1)Y_{t\text{-}1}\text{-}(\beta_2 + \beta_3)Y_{t\text{-}1} + \boldsymbol{\beta_3 Y_{t\text{-}2}} + \beta_2 Y_{t\text{-}2} + \beta_3 Y_{t\text{-}3}\text{-}\boldsymbol{\beta_3 Y_{t\text{-}2}} + e_t$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3\text{-}1)Y_{t\text{-}1}\text{-}(\beta_2 + \beta_3)Y_{t\text{-}1} + (\beta_2 + \beta_3)Y_{t\text{-}2}\text{-}\beta_3(Y_{t\text{-}2}\text{-}Y_{t\text{-}3}) + e_t$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3\text{-}1)Y_{t\text{-}1}\text{-}(\beta_2 + \beta_3)(Y_{t\text{-}1}\text{-}Y_{t\text{-}2})\text{-}\beta_3 \Delta Y_{t\text{-}2} + e_t$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 + \beta_3\text{-}1)Y_{t\text{-}1}\text{-}(\beta_2 + \beta_3)\Delta Y_{t\text{-}1}\text{-}\beta_3 \Delta Y_{t\text{-}2} + e_t$$

أو

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta^* Y_{t\text{-}1} + \beta_1^* \Delta Y_{t\text{-}1} + \beta_2^* \Delta Y_{t\text{-}2} + e_t$$

(5.12)

حيث أن

$$\beta^* = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3\text{-}1, \beta_1^* = \text{-}(\beta_2 + \beta_3)$$

و

$$\beta_2^* = \text{-}\beta_3$$

نعلم بأن المعادلة 5.9 سوف تكون غير مستقرة إذا كان أي جذور للمعادلة المميزة رقم 5.10 أقل من أو يساوي للوحدة بقيمة مطلقة، إذا وجد جذر الوحدة L = 1 فمن الممكن كتابة المعادلة المميزة في الشكل التالي $(1 - L)(1 + \lambda L + \mu L^2) = 0$ وبالتالي فإذا كان هناك جذر وحدة بالمعادلة 5.9 فإنه يمكن إعادة كتابة المعادلة على الشكل التالي:

$$(1 + \lambda L + \mu L^2)(1 - L)Y_t = \beta_0 + e_t$$

وعموماً فإن $(1 - L)Y_t = Y_t\text{-}Y_{t\text{-}1} = \Delta Y_t$ وبالتالي فإذا كان هناك جذر وحدة فيمكننا إعادة كتابة المعادلة 5.9 على الشكل التالي:

$$(1 + \lambda L + \mu L^2)\Delta Y_t = \beta_0 + e_t \qquad (5.13)$$

وباستخدام حقيقة أن $\lambda L(\Delta Y_t) = \lambda \Delta Y_{t\text{-}1}$ وأن $\mu L^2 (\Delta Y_t) = \mu \Delta Y_{t\text{-}2}$ فيمكننا إعادة كتابة المعادلة 5.13 كما يلي:

$$\Delta Y_t = \beta_0\text{-}\lambda \Delta Y_{t\text{-}1}\text{-}\mu \Delta Y_{t\text{-}2} + e_t \qquad (5.14)$$

النقطة الأساسية هي أن المعادلة 5.14 هي إعادة صياغة لعملية AR(3) في حالة افترضنا أن هناك حذر وحدة، وبالتالي فإذا قارنا بين المعادلة 5.14 والمعادلة 5.12 فإننا نرى عندما يكون هناك جذر وحدة فإن المعامل ($\beta^*$) للقيمة $Y_{t-1}$ في المعادلة 5.12 يجب أن تساوي صفر، وبالتالي لاختبار استقراريه الفرق في العملية AR(3) فإن اختبار ADF يتطلب منا اختبار فرضية العدم

$H_0 : \beta^* = 0$ (ليست استقرارية الفرق) مقابل الفرضية البديلة $H_1 : \beta^* < 0$ (استقرارية الفرق) في صيغة المعادلة 5.12.

المعادلة 5.11 هي ببساطة إعادة صياغة للعملية AR(3) في المعادلة 5.9، عملية AR(2) سوف يكون لها حد فرق يساوي $\Delta Y_{t\text{-}1}$ في المعادلة 5.12 وتوضح بأن عملية AR(3) لها حدين للفرق لاختيار نموذج مع تقاطع (مثل الموجود في المعادلة 5.7) واتجاه (مثل الاتجاه الموجود في المعادلة 5.8) أو بدون تقاطع ولا اتجاه (مثل المعادلة 5.6)، رسم بياني قد يساعد في التوضيح هنا، فهو عبارة عن سؤال عن ما إذا كان السلسلة عشوائية أو مختلطة أو كلاهما، هناك دليل على أن التوقعات قصيرة الأجل باستخدام كل هذه النماذج لها إداء متقارب جداً، فعند الشك يجب علينا إضافة تقاطع أو تجاهل احتمالية الاتجاه المحدد.

من الممكن تعميم النتائج لعملية $p^{th}$ الانحدار الذاتي للرتب:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t\text{-}1} + \beta_2 Y_{t\text{-}2} + \cdots + \beta_{p\text{-}2} Y_{t\text{-}p+2} + \beta_{1p\text{-}1} Y_{t\text{-}p+1} + \beta_p Y_{t\text{-}p} + e_t$$

حيث يمكننا إعادة صياغته كما يلي:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta^* Y_{t\text{-}1} + \beta_1^* \Delta Y_{t\text{-}1} + \beta_2^* \Delta Y_{t\text{-}2} + \cdots + \beta_{p\text{-}1}^* \Delta Y_{t\text{-}p+1} + e_t \quad (5.15)$$

الميزة المهمة في إعادة صياغة المعادلة 5.15 هي اختبار عملية من الرتبة pth للاستقرار وهي مكافئة لاختبار ما إذا كانت $\beta^*=0$، فإذا رفضنا فرضية العدم $H_0=\beta^*=0$ فإن ذلك يعني أنه لدينا عملية مستقرة رتبتها $p^{th}$، ومعاملات المعادلة 5.15 يتم تحديدها من خلال المربعات الصغرى، لاحظ بأن هذا الاختبار - تم الإشارة إليه بالرمز ADF(p) - حيث أن p عبارة عن رقم الحدود المختلفة التي تضمنها الطرف الأيمن للمعادلة 5.15

الشرح السابق يقودنا إلى شرح مخرجات EViews بخصوص جذور الوحدة بتفاصيل أكثر.

المعادلة 5.15 سوف تأخذ شكل مختلف قليلاً إذا تم تضمين اتجاه محدد.

هناك ثلاثة نقاط أخرى، قد يكون هناك أكثر من جذر وحدة واحد، ولكن السلسلة الزمنية تأخذ جذر وحدة واحد ولا يكون مستقر الفرق؛

ثانياً عمليات DF و ADF يمكن تطبيقها فقط على عمليات AR، ولكن ماذا لو كانت السلسلة الزمنية MA بحته أو خليط ما بين AR/M(A) ؟ والشيء الجيد هو أنه إذا كانت تتذكر شرط المعكوس فإن حد MA يمكن صياغته في شكل AR ، على سبيل المثال عملية MA(1) يمكن تحويلها إلى عملية AR لا نهائية، ثالثاً اختبارات DF و ADF تفترض بأن البواقي غير مترابطة ولها تباين ثابت، اختبار Phillips-Perron تم اشتقاقه بحيث يمكن تطبيقه بدون هذه الفرضيات.

## الملحق 5.1: النظرية الثنائية

## Appendix 5.1: The binomial Teorem

يمكن التحقق من أن $(x+a)^1=(x+a)$, $(x+a)^2 = x^2 + 2ax + a^2$, $(x+a)^3=x^3+3xa^2+3a^2x+a^3$, $(x+a)^4=x^4+4ax^3+6a^2x^2+4a^3x+a^4$ ... الخ، أس x يتناقص بـ1 وأس يتزايد بـ1 كلما انتقلت من حد إلى حد، المعاملات الرقمية معطاة من خلال مثلث باسكال Pascal's triangle

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | 1 | | | | |
| | | | 1 | | 1 | | | |
| | | | 1 | 2 | 1 | | | |
| | 1 | 3 | | | 3 | 1 | | |
| | 1 | 4 | | 6 | 4 | 1 | | |

وببساطة قم بجمع رقمين على التوالي في أي صف واكتب المجموع بينهما في الصف الأسفل، وبالتالي فإن الصف التالي سوف يكون 1، 5، 10، 10، 5، 1 حيث أن

$$(x + a)^5 = x^5 + 5ax^4 + 10a^2x^3 + 10a^3x^2 + 5a^4x + a^5$$

مثلث باسكال يعمل فقط لـ $(x + a)^n$ حيث أن n عدد صحيح، وبالنسبة للقيم السالبة والكسرية فإن الأس n فإننا ننتقل إلى النظرية الثنائية والتي تنص على أن لكل n

$$(x + a)^n = x^n + nax^{n-1} + \frac{n(n-1)}{2!}a^2x^{n-2} + \frac{n(n-1)(n-2)}{3!}a^3x^{n-3}$$

$$+ \frac{n(n-1)(n-2)(n-3)}{4!}a^4x^{n-4} + \cdots$$

أين هو الترميز العاملي في مثل ذلك، فعلى سبيل المثال $4! = 4 \times 3 \times 2 \times 1 = 24$

قد ترغب في التحقق من النتائج لـ $(x + a)^5$ من خلال النظرية الثنائية، إذا كان الأُس n عدد صحيح فإن رقم الحدود المضمنة في هذه العملية يكون $(n + 1)$ وهذه العملية التربيعية $(x + a)^2$ تتضمن ثلاثة حدود، والعملية التكعيبية تتضمن أربعة حدود وهكذا، وعموما إذا كانت n كسر أو عدد سالب فإن الأس يكون عدد لا نهائي من الحدود.

فعلى سبيل المثال بالأخذ في الاعتبار الأس $(1+x)^{-1}$ومن خلال استبدال x برقم 1، a بالحرف x و n بالرقم 1 - في الأس الثنائي في النموذج السابق فإننا نحصل على

$$(1+x)^{-1} = 1^{-1} + (-1)x.1^{-2} + \frac{(-1)(-2)}{2!}x^2.1^{-3} + \frac{(-1)(-2)(-3)}{3!}x^3.1^{-4}$$

$$+\frac{(-1)(-2)(-3)(-4)}{4!}x^4.1^{-5} + \cdots (1+x)^{-1} = 1 - x + x^2 - x^3 + x^4 + \cdots$$

امتداد هذه السلسلة متقارب إذا كان وفقط إذا كان $|x|<1$ ، نفس قاعدة التقارب يمكن تطبيقها على سلسلة متوسعة لـ $(1-x)^n$، والتقارب نعني به أن مجموع السلسلة الزمنية يصل إلى حد نهائي، فعلى سبيل المثال السلسلة الهندسية $1+\frac{1}{2}+\frac{1}{4}+\frac{1}{8}+\cdots$ تقترب من حد 2 كلما أضفت حدوداً أكبر، وبالعكس فإن السلسلة الهندسية $1+4+16+64+\ldots$ متشعبة لأنها تصبح أكبر وأكبر كلما أضفت حدوداً أكبر، السلسلة الأخيرة لا تصل إلى حد نهائي وإنما مجموعها يصبح لا نهائي.

وبالأخذ في الاعتبار القاعدة السابقة للتقارب فيمكننا إدراج $x = 0.01$ في السلسلة السابقة للحصول على :

$$(1.01)^{-1} = 1 - 0.01 + (0.01)^2 - (0.01)^3 + (0.01)^4 + \ldots$$

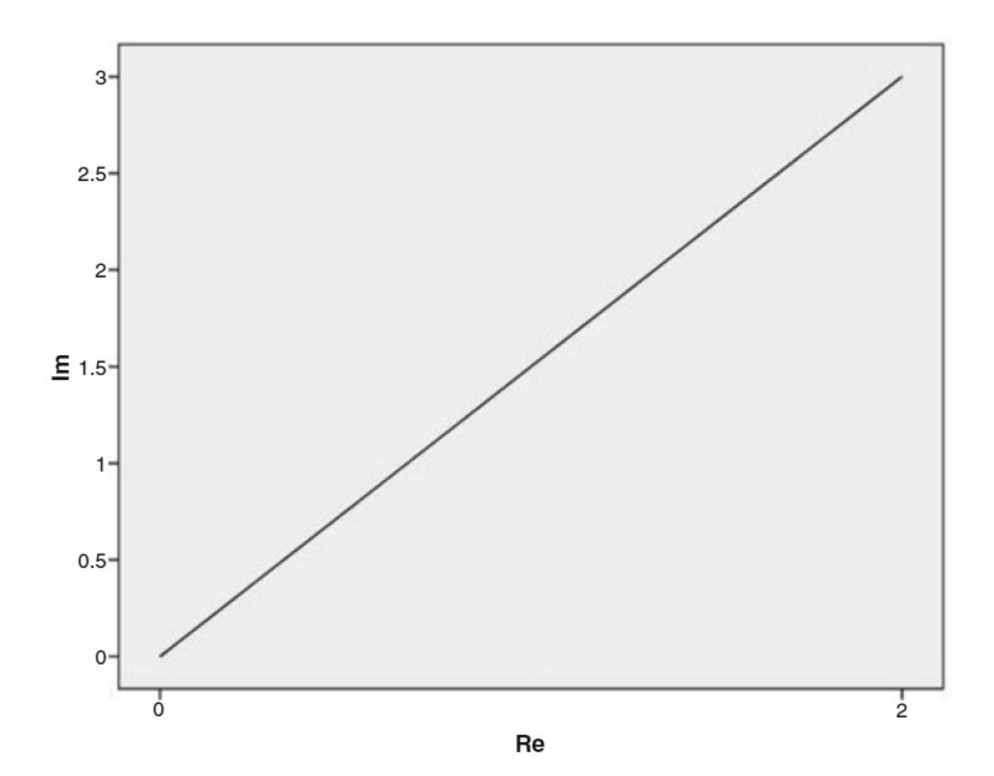
وبجمع الحدود الخمسة في الجانب الأيمن للمعادلة نحصل على $(1.01)^{-1}$ وتقريباً يساوي 0.99009901 ، وفي الحقيقة فإن $(1.01)^{-1} = 0.990099009$ لاحظ بأنه من غير الصحيح إدراج $x = 3$ في السلسلة السابقة لأننا سوف نحصل على $(4)^{-1}$لأن $x = 3$ وهي خارج نطاق التقارب، السلسلة سوف تبتعد عن الإجابة الصحيحة وهي $(4)^{-1} = 0.25$.

## الملحق 5.2: المعادلة من الدرجة الثانية
## Appendix 5.2: The Quadratic Equation

المعادلة $y = ax^2 + bx + c$ والتي بها a، b، c ثوابت حيث أن a ≠ 0 وهذا تُسمى الدرجة الثانية، وعندما نقوم بحل معادلة من الدرجة الثانية تساوي صفر فإننا نقول بأننا نقوم بإنشاء جذور للدرجة الثانية (أي بمعني أنها تقطع محور x)، فعلى سبيل المثال لحل المعادلة $x^2$-$x$-12 = 0$x^2$-$x$-12 = 0 فإننا نستخدم عوامل الدرجة الثانية (x+3)(4-x)=0 والجذور (x - 5)(x - 5) = 0 و x = 5.

في بعض الأحيان معادلة الدرجة الثانية قد تكون رقم مركب، والرقم المركب يكون في شكل c + id حيث أن c و d ثوابت موجبة أو سالبة وتُعرف بأنها تساوي $\sqrt{-1}$ ، فعلى سبيل المثال $4 + 7i = 4 + 7\sqrt{-1}$ هو رقم مركب ورقم 4 هنا يُسمى الجزء الحقيقي (Re) ورقم 7 يُسمى الجزء الخيالي (Im)، الجزء الحقيقي للرقم المركب يمكن أن يكون صفر، فعلى سبيل المثال $\sqrt{-16} = 4i$ حيث أن $-16 = 16\times i^2 = 4i \times 4i$، وبالمثل فإن $\sqrt{-289} = 17i$، الرقم المركب قد يتم تمثيله من خلال مخطط أرغاند Argand Diagram والذي هو عبارة عن محور أفقي خاص بـ Re ومحور رأسي خاص بـ Im الشكل 5.2 يعرض رقم مركب 2 + 3i ، الخط المستقيم يُسمى متجه، طول هذا الاتجاه يتم حسابه من خلال فيثاغورس ليساوي $\sqrt{2^2 + 3^2} = 3.606$ .

وبالمثل فإن حل المعادلة من الدرجة الثانية $ax^2 + bx + c = 0$ وبالقسمة على a يمكننا اشتقاق $x^2 + \frac{b}{a}x + \frac{c}{a} = 0$ ونقوم بإضافة $\frac{b^2}{4a^2}$ إلى طرفي المعادلة:




الشكل 5. 2: مخطط أرغاند للرقم المركب **2 + 3i**

$$x^2 + \frac{b}{a}x + \frac{b^2}{4a^2} = \frac{b^2}{4a^2} - \frac{c}{a}$$

$$\left(x - \frac{b}{2a}\right)^2 = \frac{b^2 - 4ac}{4a^2}$$

$$x - \frac{b}{2a} = \frac{\pm\sqrt{b^2 - 4ac}}{2a}$$

(بما أن الجذر التربيعي يمكن أن يكون موجب + أو سالب - ، على سبيل المثال $\sqrt{144} = \pm 12$) ويمكننا اشتقاق المعادلة التالية:

$$x = \frac{-b \pm \sqrt{b^2 - 4ac}}{2a}$$

هذه المعادلة تعطي الجذور التربيعية، فعلى سبيل المثال إذا كنا نريد حل المعادلة $x^2$-$13x + 42 = 0$ فنقوم بالتعويض كما يلي $a = 1$، $b = -13$، $c = 42$ حيث أن

$$x = \frac{13 \pm \sqrt{169 - 168}}{2} = \frac{13 \pm 1}{2}$$

الجذور هي x = 7 و x = 6 وهذه الجذور الحقيقية هي عكس الجذور المركبة، وبالتالي فعندما نقوم بالقسمة فإن المعادلة من الدرجة الثانية يجب أن تكون $(x - 6)(x - 7) = 0$ ، لاحظ بأن المعادلة من الدرجة الثانية يمكن أن يكون لها حذرين حقيقيين أو حذرين مركبين أو جذور مكررة فقط، ولا يمكن أن يكون لها جذر حقيقي واحد أو جذر مركب واحد، وبالنسبة للترتيب n كثير الحدود فإن الجذور المركبة تظهر دائماً في أزواج، أي بعبارة أخرى هناك دائماً عدد زوجي للجذور.

الكمية $b^2 - 4ac$ في المعادلة السابقة للجذور التربيعية تُسمى التمييز discriminant ، فإذا كان التمييز سالب فإن التربيع يجب أن يكون له جذور مركبة (لأننا نأخذ الجذر التربيعي للرقم السالب)، وإذا كان التمييز يساوي صفر فإن التربيع له جذور مكررة، بالأخذ في الاعتبار المعادلة $x^2$-$4x + 28 = 0$

فإن التمييز $16 - 4(28)$ من الواضح أنه تمييز سالب وتكون لدينا المعادلة

$$x = \frac{4 \pm \sqrt{16 - 112}}{2} = \frac{4 \pm \sqrt{-96}}{2} = \frac{4 \pm \sqrt{(16)(-16)}}{2} = 2 \pm 2\sqrt{-6} = 24.898i$$

لأن $\sqrt{6} = 2.449$

هذا التربيع له زوج من الجذور المركبة $x = 2 + 4.898i$ و $x = 2 - 4.898i$

هناك علاقة بين المعاملات في معادلة الدرجة الثانية وجذور المعادلة، فإذا افترضنا بأن معادلة الدرجة الثانية لها جذور $\gamma$ و $\delta$ فإن حل هذه الجذور التربيعية يساوي صفر كما يلي:

$$ax^2 + bx + c = 0$$

وهذا يعني أنه (بالقسمة على a)

$$x^2 + \frac{b}{a}x + \frac{c}{a} = 0$$

ولكننا نعلم بأن الجذور هي γ و δ وبالتالي فإن

$$(x\text{-}\delta)(x\text{-}\gamma) = x^2\text{-}(\delta + \gamma)x + \delta\gamma = 0$$

الطريقة الوحيدة التي يمكن أن يكون بها الخطين الإثنين مساويين للصفر تكون عندما

| مجموع الجذور |
|---|
| $\delta + \gamma = -\frac{b}{a}$ |
| وناتج هذه الجذور هو $\delta\gamma = \frac{c}{a}$ |

مرة أخرى لنأخذ في الاعتبار الجذور $x^2\text{-}4x + 28 = 0$ والتي سبق وعرفنا أن $x = 2 + 4.898i$ و $x = 2 - 4.898i$، والآن لهذه المعادلة التربيعية من الدرجة الثانية فإن a=1 و b=-4، c=28 وبالتالي فإن مجموع الجذور يجب أن يساوي $-\frac{b}{a} = 4$ ومجموع الجذور يكون (2 + 4.898i) + (2 - 4.898i) وهذا يساوي بالتأكيد 4، ناتج الجذور يفترض أن يساوي $\frac{c}{a} = 28$، وللتأكيد فإن ناتج الجذور

$$(2 + 4.898i)(2 - 4.898i) = 4 + 0i + (4.898i)(\text{-}4.898i) = 4 - 24i^2 = 4 + 24 = 28$$

كما هو مطلوب لأن $i^2 = -1$

الفصل السادس

# التنبؤ الاقتصادي باستخدام الانحدار

التخطيط للمستقبل هو جزء أساسي من إدارة أي منظمة سواءً كانت حكومية، تجارية، صناعية أو اجتماعية؛ وذلك عبر صنع تنبؤات ملائمة حول العوامل التي تؤثر بشكل حاسم على نجاح عمليات تلك المنظمة. إن طرق التنبؤ تنقسم إلى مجموعتين؛ نوعي وكمي. الطرق النوعية في التنبؤ تشمل تلك المناهج التي تعتمد على اصدار الأحكام بناءً على الخبرة والحدس، وتستخدم هذه الأساليب بشكل خاص من قبل الإدارة عندما لا يوجد احتمال بأن الظروف الحالية ستستمر في المستقبل. من ناحيةٍ أخرى، وللاستدلال على أهمية الأساليب الكمية، فإنه وفي جميع فروع البحث العلمي، وخلال الثلاثين سنة الماضية، لم تتحصل أي أداة إحصائية على الاهتمام الذي تحصل عليه تحليل الانحدار.

على الرغم من الاعتقاد الخاطئ والشائع بين مستخدمي الانحدار من غير الإحصائيين بأن الهدف الأساسي لاستخدام طرق الانحدار هو توليد التنبؤات، إلّا أن تحليل الانحدار وبجانب كونه أداة للتنبؤ؛ فإنه يحاول إلقاء الضوء على الآليات (mechanisms) التي تربط بين المتغيرات. المعرفة بهذه الآليات، في بعض الحالات، تسمح بدرجة من السيطرة. على سبيل المثال، فإن معرفة كيف تساهم بعض العوامل في إنتاج مواد صناعية ذات عيوب قد يساعد في تخفيض معدل عيوب الصناعة. كذلك، فإن معرفة العوامل التي تحرك التغيرات في أسعار الأسهم من شأنه أن يساعد في اختيار المحفظة الملائمة. الانحدار هو أداة للتنبؤ والتفسير (في حالة تحليل السلاسل الزمنية، وهي تقنية تمت مناقشتها في الفصلين الثالث والرابع، فهي تعتبر فقط أداة للتنبؤ). من بين

كل نماذج الانحدار، فإن النموذج الخطي هو الأكثر تطبيقًا على نطاق واسع. الهدف من التنبؤ هو تقديم تقدير (أو تقديرات) كمية لاحتمالات المسار المستقبلي للمتغير محل الاهتمام. إن هدف التنبؤ يمكن تحقيقه استناداً على المعلومات (أو البيانات) التاريخية والحالية. التنبؤ الاقتصادي مفيد في العديد من المجالات الاقتصادية، نذكر منها:

1 - التخطيط التشغيلي، إدارة المخزون، تخطيط الإنتاج والمبيعات
2 - التنبؤ بمستويات الناتج المحلي الإجمالي GDP، البطالة، الاستهلاك، الاستثمار ومعدلات الفائدة
3 - إدارة الأصول المالية مثل عوائد الأصول، وأسعار الصرف وأسعار السلع
4 - التنبؤ المتعلق بالميزانيات والايرادات في القطاع الحكومي وقطاع الأعمال
5 - التغيرات الديموغرافية مثل معدلات الخصوبة ومعدلات الوفيات
6 - إدارة الأزمات المتعلقة بقضايا عديدة مثل احتمالات وقوع تعثر المالي، أو هبوط قيمة العملة، أو انقلاب عسكري، وقس على ذلك.

**في هذا الكتاب، سوف ندرس اثنين من أبرز طرق التنبؤ وهما:**

1 - نماذج الانحدارRegression Models، والتي سيتم مناقشتها في هذا الفصل.
2 - نماذج الانحدار الذاتي ذات المتوسطات المتحركة المدمجة The autoregressive integrated moving average (ARIMA)، والتي اشتهرت من قبل كلا الإحصائيين Box و Jenkins وباتت تعرف بمنهجية Box-Jenkins (BJ). نماذج التنبؤ ARIMA ستكون موضوع نقاشنا في الفصل السابع.

## 1.6 التنبؤ مع نماذج الانحدار

بالنسبة لوحدات الأعمال أو الوحدات الحكومية أو لأي وحدات اقتصادية أخرى، فإن التنبؤ يعد الغرض الأهم من تقدير نماذج الانحدار.

لغرض التبسيط، سوف ننظر إلى نموذج ثنائي متغيرات مثل ما يلي:

$$PCE_t = \beta_1 + \beta_2 PDI_t + u_t$$

حيث أن PCE نصيب الفرد من الانفاق الاستهلاكي الشخصي، أما PDI هو نصيب الفرد من الدخل الشخصي المتاح (بعد الضرائب)، و u هو حد الخطأ. هذا الانحدار يمثل دالة الاستهلاك. معلمة الانحدار في هذا النموذج تمثل الميل الحدي للاستهلاك (Marginal propensity to consume MPC)، وهو الانفاق الاستهلاكي لكل زيادة في الدخل بمقدار دولار واحد. باستخدام بيانات ربع سنوية (افتراضية) عن هذه المتغيرات في اقتصادٍ ما خلال الفترة من 1967Q1 إلى 1996Q3. لتقدير دالة الاستهلاك سنقوم باتباع طرق تحليل السلاسل الزمنية وذلك من أجل التأكد من أن السلاسل مستقرة ومتكاملة.

**نقوم باستخدام المشاهدات من 1967Q1 – 1995Q2، ونبقي آخر خمس مشاهدات، والتي يطلق عليها "الفترة المحتفظ بها"، لتقييم أداء النموذج المقدر عند إجراء الانحدار الأساسي (انحدار السلاسل المستقرة).**

نقوم أولاً بفحص الشكل البياني للبيانات للتعرف على طبيعة العلاقة بين المتغيرين. بناءً على الشكل 1.6، نلاحظ وجود علاقة شبه خطية بين المتغيرين PCE و PDI.

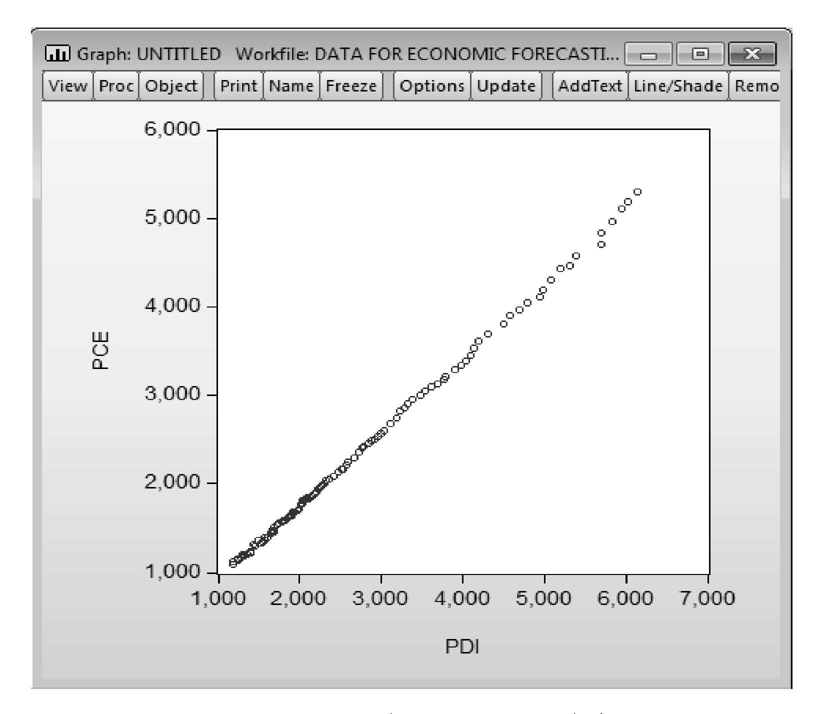
لتقدير النموذج أعلاه ينبغي التأكد من استقرار المتغيرات. في هذه العملية نحن نحتاج للنظر إلى التكامل بين السلاسل والتأكد من أن هناك علاقة طويلة الأجل بين السلاسل أم لا.

## 2.6 الخطوة الأولى: اختبار استقرار السلاسل الزمنية

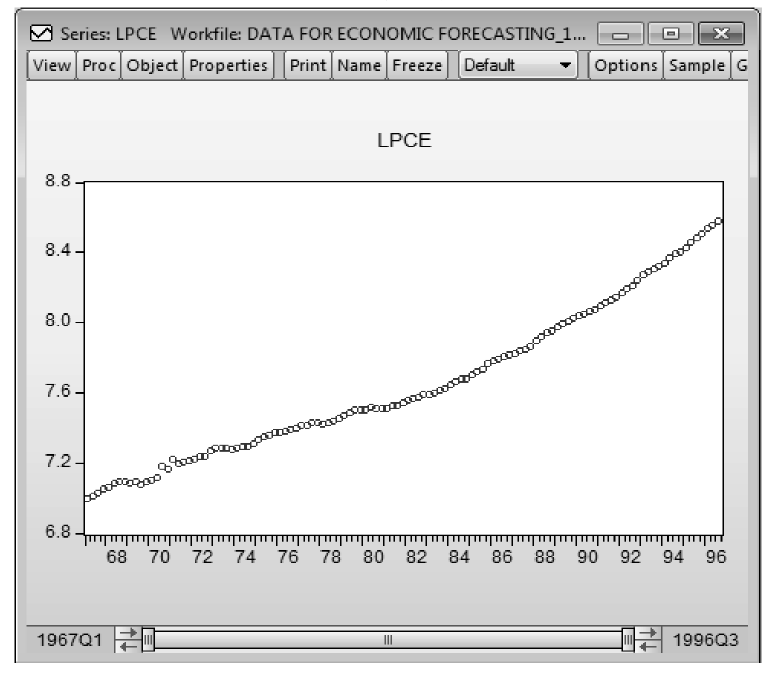
نقوم بتحويل كلا المتغيرين إلى لوغاريتمات كالتالي:

LPCE = @LOG(PCE)

LPDI = @LOG(PDI)




شكل 1.6 رسم بياني لـ PCE و PDI




شكل 2.6 رسم بياني للوغاريم الطبيعي لـ PCE (LPCE)

الشكل 2.6 يبين أن المتغير LPCE غير مستقر ويحتوي على اتجاه تصاعدي تحديدي.

## اختبار شكل الارتباط لـ LPCE

1 - $H_0$: السلسلة ليس لها جذر وحدة.

2 - $H_1$: السلسلة لها جذر وحدة.

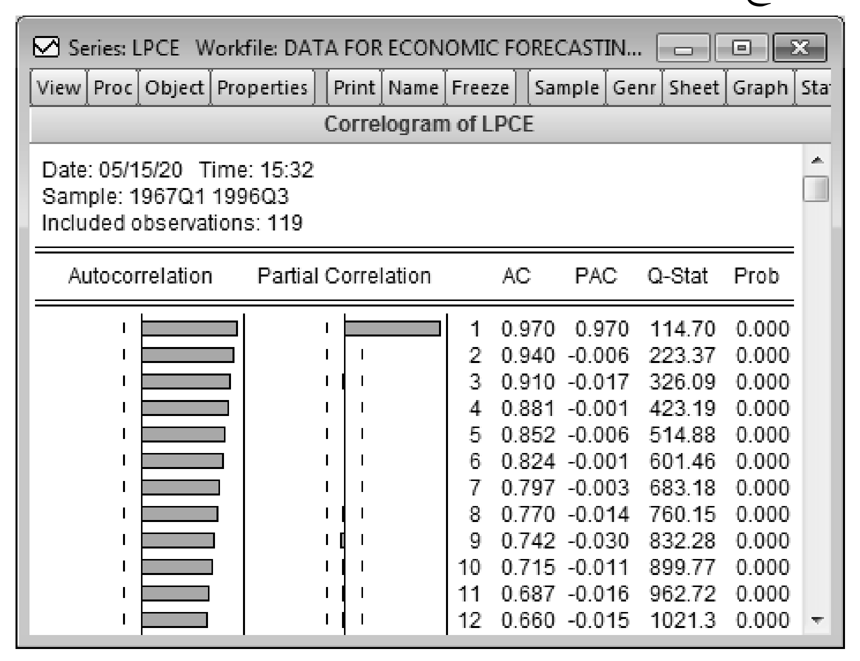
3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

ليس هناك اختبار احصائي يتم حسابه، سوف نركز على عمود الاحتمال "Prob" في الشكل 6.3

4 - قيم p-values تساوي 0.000

5 - بما أن Prob = 0.000 وهي أقل من 0.05 فإننا نرفض فرض العدم $H_0$ ونقبل الفرض البديل $H_1$.

6 - نستنتج بأن سلسلة LPCE لها جذر وحدة وليست مستقرة.



Series: LPCE Workfile: DATA FOR ECONOMIC FORECASTIN...

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Sta

Correlogram of LPCE

Date: 05/15/20 Time: 15:32
Sample: 1967Q1 1996Q3
Included observations: 119

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.970 | 0.970 | 114.70 | 0.000 |
| | | 2 | 0.940 | -0.006 | 223.37 | 0.000 |
| | | 3 | 0.910 | -0.017 | 326.09 | 0.000 |
| | | 4 | 0.881 | -0.001 | 423.19 | 0.000 |
| | | 5 | 0.852 | -0.006 | 514.88 | 0.000 |
| | | 6 | 0.824 | -0.001 | 601.46 | 0.000 |
| | | 7 | 0.797 | -0.003 | 683.18 | 0.000 |
| | | 8 | 0.770 | -0.014 | 760.15 | 0.000 |
| | | 9 | 0.742 | -0.030 | 832.28 | 0.000 |
| | | 10 | 0.715 | -0.011 | 899.77 | 0.000 |
| | | 11 | 0.687 | -0.016 | 962.72 | 0.000 |
| | | 12 | 0.660 | -0.015 | 1021.3 | 0.000 |

**شكل 3.6 شكل الارتباط لـ LPCE**

**الطريقة الرسمية**

1- $H_0$ : السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة ومستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

من النتائج الموضحة في الشكل 4.6، نجد أن إحصائية اختبار ADF تساوي 4.3264

4 - مستوى الدلالة الإحصائية للاحتمال p-values = 1.0000

5 - الاحتمال 0.05 <Prob. = 1.0000 وهكذا لا يمكن رفض فرضية العدم $H_0$.

**6 - نستنتج أن السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.**

الشكل 2.6 يبين عدم استقرار LPCE وأن لها اتجاه تصاعدي تحديدي، في حين أن الشكل 5.6 يوضح عدم استقرار LPDI وأن لها اتجاه تصاعدي.

**اختبار شكل الارتباط لـ LPDI**

1 - $H_0$: سلسلة LPDI ليس لها جذر وحدة.

2 - $H_1$: سلسلة LPDI لها جذر وحدة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

ليس هناك اختبار احصائي يتم حسابه، سوف نركز على عمود الاحتمال "Prob" في الشكل 6.6

4 - قيم p-values تساوي 0.000

5 - بما أن Prob = 0.000 وهي أقل من 0.05 فإننا نرفض فرض العدم $H_0$ ونقبل الفرض البديل $H_1$.

6 - نستنتج بأن سلسلة LPDI غير مستقرة.

Series: LPCE Workfile: DATA FOR ECONOMIC FORECASTING_15MA...

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | Ident

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LPCE

Null Hypothesis: LPCE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | 4.326413 | 1.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.488585 | |
| | 5% level | -2.886959 | |
| | 10% level | -2.580402 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LPCE)
Method: Least Squares
Date: 05/15/20 Time: 15:40
Sample (adjusted): 1968Q2 1996Q3
Included observations: 114 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| LPCE(-1) | 0.012372 | 0.002860 | 4.326413 | 0.0000 |
| D(LPCE(-1)) | -0.112434 | 0.090662 | -1.240151 | 0.2176 |
| D(LPCE(-2)) | 0.411446 | 0.090744 | 4.534141 | 0.0000 |
| D(LPCE(-3)) | -0.069086 | 0.090063 | -0.767083 | 0.4447 |
| D(LPCE(-4)) | -0.357534 | 0.089545 | -3.992792 | 0.0001 |
| C | -0.079923 | 0.020592 | -3.881312 | 0.0002 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.353964 | Mean dependent var | 0.013271 |
| Adjusted R-squared | 0.324055 | S.D. dependent var | 0.011653 |
| S.E. of regression | 0.009581 | Akaike info criterion | -6.406974 |
| Sum squared resid | 0.009913 | Schwarz criterion | -6.262964 |
| Log likelihood | 371.1975 | Hannan-Quinn criter. | -6.348529 |
| F-statistic | 11.83469 | Durbin-Watson stat | 2.046183 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**شكل 4.6 اختبار جذر الوحدة لـ LPCE**

## الطريقة الرسمية

1 - $H_0$ : السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة ومستقرة.

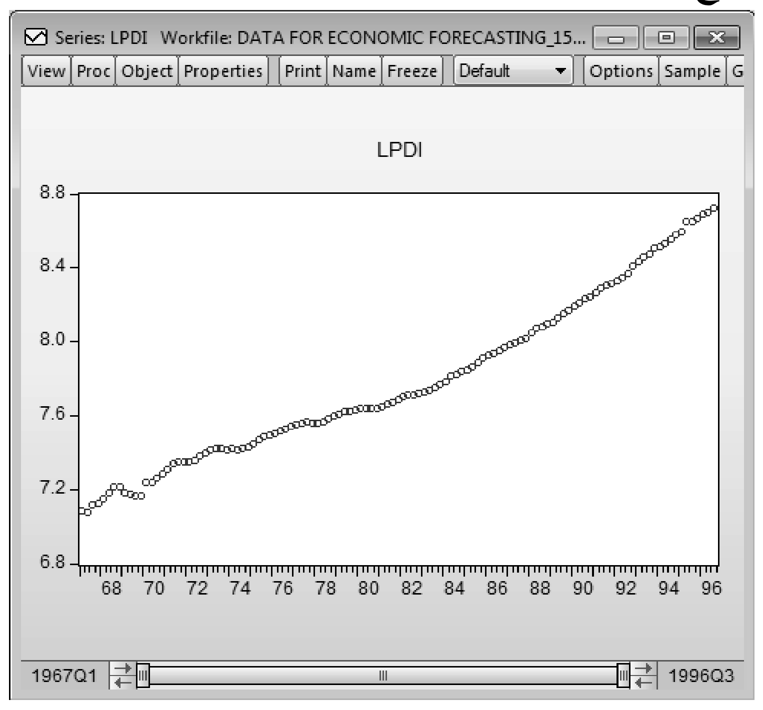
3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

من النتائج الموضحة في الشكل 7.6 ، نجد أن إحصائية اختبار ADF تساوي 3.1989

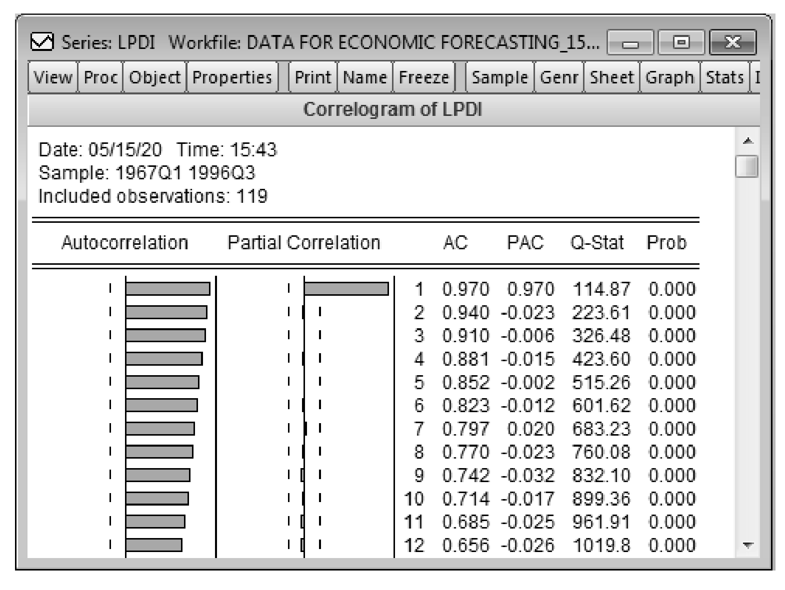
4 - مستوى الدلالة الإحصائية للاحتمال p-values = 1.0000

5 - الاحتمال Prob. = 1.0000 > 0.05 وهكذا لا يمكن رفض فرضية العدم $H_0$ ؛ الاختبار غير معنوي احصائياً

6 - نستنتج أن السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.




**شكل 5.6 شكل بياني للوغاريتم الطبيعي لـ PDI (LPDI)**



Series: LPDI Workfile: DATA FOR ECONOMIC FORECASTING_15...

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Correlogram of LPDI

Date: 05/15/20 Time: 15:43
Sample: 1967Q1 1996Q3
Included observations: 119

| | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.970 | 0.970 | 114.87 | 0.000 |
| 2 | 0.940 | -0.023 | 223.61 | 0.000 |
| 3 | 0.910 | -0.006 | 326.48 | 0.000 |
| 4 | 0.881 | -0.015 | 423.60 | 0.000 |
| 5 | 0.852 | -0.002 | 515.26 | 0.000 |
| 6 | 0.823 | -0.012 | 601.62 | 0.000 |
| 7 | 0.797 | 0.020 | 683.23 | 0.000 |
| 8 | 0.770 | -0.023 | 760.08 | 0.000 |
| 9 | 0.742 | -0.032 | 832.10 | 0.000 |
| 10 | 0.714 | -0.017 | 899.36 | 0.000 |
| 11 | 0.685 | -0.025 | 961.91 | 0.000 |
| 12 | 0.656 | -0.026 | 1019.8 | 0.000 |

**شكل 6.6 شكل الارتباط لـ LPDI**

## 3.6 الخطوة الثانية: كيفية الحصول على سلاسل زمنية مستقرة

يمكن إيجاد الفرق الأول للسلاسل الزمنية أعلاه كما يلي:

DLPCE = LPCE - LPCE(-1)

DLPDI = LPDI - LPDI(-1)

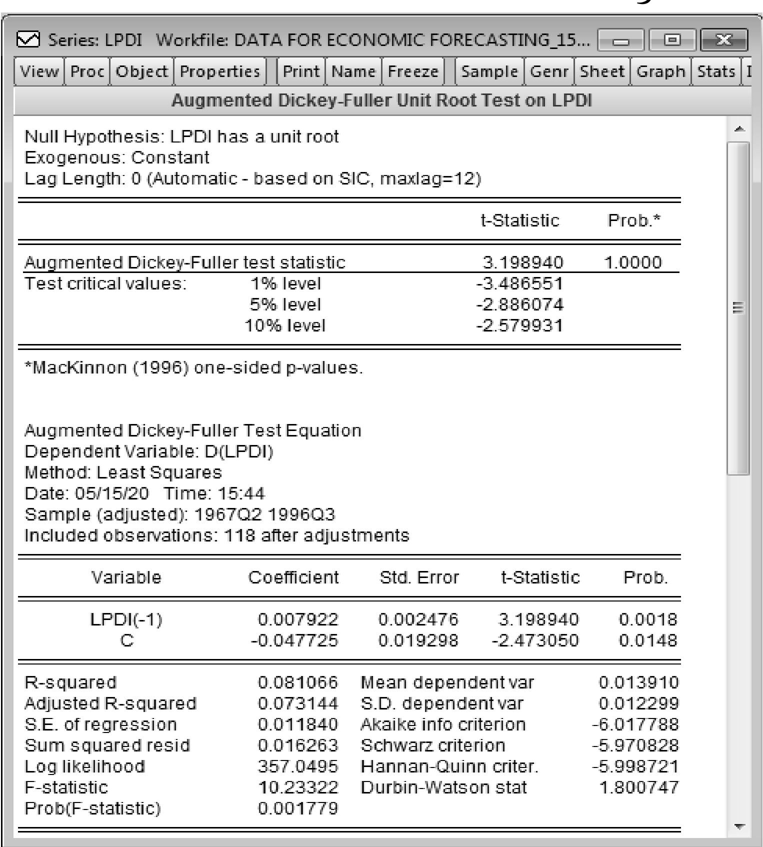
وكما هو موضح بالشكل 8.6، فإن سلسلة DLPCE هي الآن مستقرة.

**اختبار شكل الارتباط لـ DLPCE**

1 - $H_0$: السلسلة ليس لها جذر وحدة.

2 - $H_1$: السلسلة لها جذر وحدة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05



Series: LPDI Workfile: DATA FOR ECONOMIC FORECASTING_15...

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LPDI

Null Hypothesis: LPDI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | 3.198940 | 1.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.486551 | |
| | 5% level | -2.886074 | |
| | 10% level | -2.579931 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LPDI)
Method: Least Squares
Date: 05/15/20 Time: 15:44
Sample (adjusted): 1967Q2 1996Q3
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| LPDI(-1) | 0.007922 | 0.002476 | 3.198940 | 0.0018 |
| C | -0.047725 | 0.019298 | -2.473050 | 0.0148 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.081066 | Mean dependent var | 0.013910 |
| Adjusted R-squared | 0.073144 | S.D. dependent var | 0.012299 |
| S.E. of regression | 0.011840 | Akaike info criterion | -6.017788 |
| Sum squared resid | 0.016263 | Schwarz criterion | -5.970828 |
| Log likelihood | 357.0495 | Hannan-Quinn criter. | -5.998721 |
| F-statistic | 10.23322 | Durbin-Watson stat | 1.800747 |
| Prob(F-statistic) | 0.001779 | | |

**شكل 7.6 اختبار جذر الوحدة لـ LPDI**

ليس هناك اختبار احصائي يتم حسابه، سوف نركز على عمود الاحتمال "Prob" في الشكل 9.6

**4 - قيم** p-values **أكبر من 0.05**

**5 - بما أن** p-values **أكبر من 0.05 ، فإنه لا يمكن رفض فرض العدم H0**

**6 - نستنتج بأن السلسلة** LPCE **مستقرة.**

## الطريقة الرسمية

**1 -** $H_0$ **: السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.**

**2 -** $H_1$ **: السلسلة ليس لها جذر وحدة ومستقرة.**

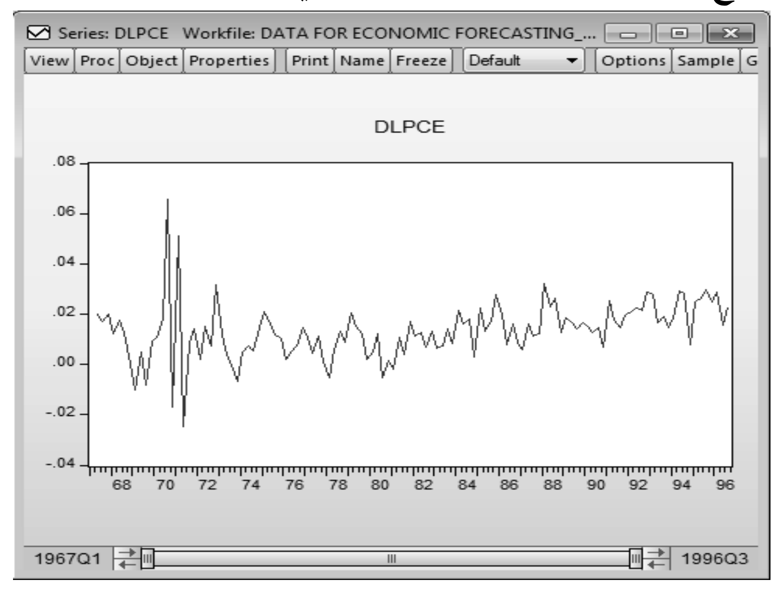
**3 -** $\alpha$ **= 5% أو 0.05**

من النتائج الموضحة في الشكل 10.6، نجد أن إحصائية اختبار ADF تساوي -4.6314

**4 - مستوى الدلالة الإحصائية للاحتمال 0.0002 =** p-values

**5 - الاحتمال 0.05 > 0.0002 =** Prob. **وهكذا يمكن رفض فرضية العدم** $H_0$**.**

**6 - نستنتج أن السلسلة ليس لها جذر وحدة وهي سلسلة مستقرة ( الشكل 11.6).**




**شكل 8.6 رسم بياني للفروق الأولى (DLPCE)**

Series: DLPCE Workfile: DATA FOR ECONOMIC FORECASTIN...

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Correlogram of DLPCE

Date: 05/15/20 Time: 15:49
Sample: 1967Q1 1996Q3
Included observations: 118

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.040 | 0.040 | 0.1913 | 0.662 |
| | | 2 | 0.430 | 0.430 | 22.808 | 0.000 |
| | | 3 | 0.060 | 0.040 | 23.245 | 0.000 |
| | | 4 | -0.024 | -0.259 | 23.315 | 0.000 |
| | | 5 | 0.097 | 0.076 | 24.494 | 0.000 |
| | | 6 | -0.094 | 0.032 | 25.609 | 0.000 |
| | | 7 | 0.203 | 0.181 | 30.886 | 0.000 |
| | | 8 | 0.086 | 0.140 | 31.846 | 0.000 |
| | | 9 | 0.278 | 0.166 | 41.861 | 0.000 |
| | | 10 | 0.233 | 0.125 | 48.985 | 0.000 |
| | | 11 | 0.151 | -0.011 | 52.017 | 0.000 |
| | | 12 | 0.095 | -0.116 | 53.229 | 0.000 |

**شكل 9.6 شكل الارتباط لـ DLPCE**

## اختبار شكل الارتباط لـ DLPDI

1 - $H_0$: السلسلة ليس لها جذر وحدة.

2 - $H_1$: السلسلة لها جذر وحدة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

ليس هناك اختبار احصائي يتم حسابه، سوف نركز على عمود الاحتمال "Prob" في الشكل 12.6

4 - قيم p-values أكبر من 0.05

5 - بما أن p-values أكبر من 0.05 فإننا نقبل فرض العدم H0

6 - نستنتج بأن سلسلة DLPDI مستقرة.

Series: DLPCE Workfile: DATA FOR ECONOMIC FORECASTING_1...

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | Id

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DLPCE

Null Hypothesis: DLPCE has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.631411 | 0.0002 |
| Test critical values: | 1% level | -3.487550 | |
| | 5% level | -2.886509 | |
| | 10% level | -2.580163 | |

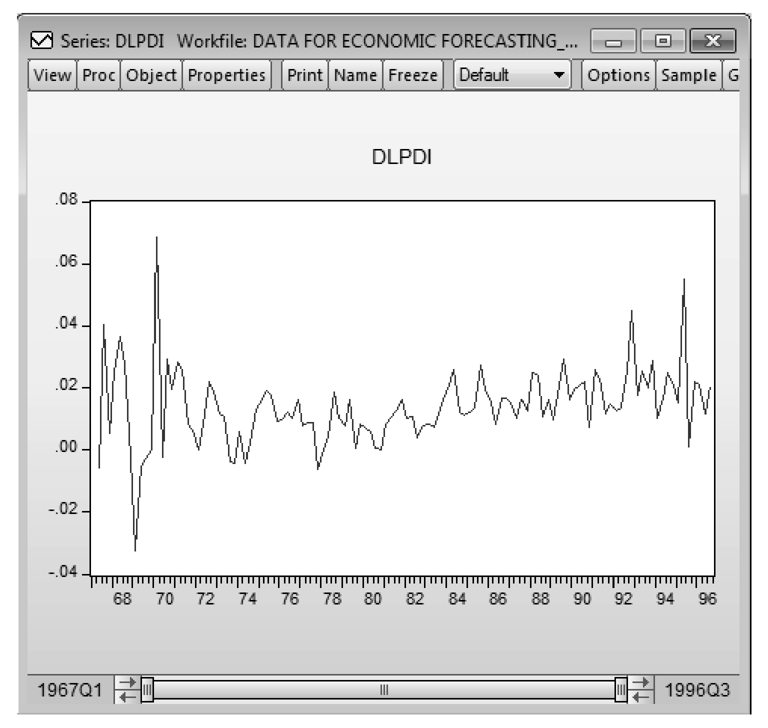
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLPCE)
Method: Least Squares
Date: 05/15/20 Time: 15:50
Sample (adjusted): 1967Q4 1996Q3
Included observations: 116 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DLPCE(-1) | -0.546001 | 0.117891 | -4.631411 | 0.0000 |
| D(DLPCE(-1)) | -0.432208 | 0.084965 | -5.086880 | 0.0000 |
| C | 0.007279 | 0.001846 | 3.943176 | 0.0001 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.576455 | Mean dependent var | 5.12E-05 |
| Adjusted R-squared | 0.568959 | S.D. dependent var | 0.016024 |
| S.E. of regression | 0.010520 | Akaike info criterion | -6.245550 |
| Sum squared resid | 0.012506 | Schwarz criterion | -6.174337 |
| Log likelihood | 365.2419 | Hannan-Quinn criter. | -6.216642 |
| F-statistic | 76.89792 | Durbin-Watson stat | 2.037177 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**شكل 10.6 اختبار جذر الوحدة لـDLPCE**




شكل 11.6 رسم بياني للفرق الأول لـ (DLPDI)

Series: DLPDI Workfile: DATA FOR ECONOMIC FORECASTIN...

View Proc Object Properties Print Name Freeze Sample Genr Sheet Graph Stat

Correlogram of DLPDI

Date: 05/15/20 Time: 15:54
Sample: 1967Q1 1996Q3
Included observations: 118

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.167 | 0.167 | 3.3689 | 0.066 |
| | | 2 | 0.210 | 0.187 | 8.7314 | 0.013 |
| | | 3 | 0.055 | -0.005 | 9.0990 | 0.028 |
| | | 4 | -0.120 | -0.177 | 10.895 | 0.028 |
| | | 5 | 0.015 | 0.049 | 10.921 | 0.053 |
| | | 6 | 0.047 | 0.112 | 11.204 | 0.082 |
| | | 7 | 0.139 | 0.129 | 13.669 | 0.057 |
| | | 8 | 0.071 | -0.027 | 14.323 | 0.074 |
| | | 9 | 0.056 | -0.016 | 14.724 | 0.099 |
| | | 10 | 0.342 | 0.382 | 30.087 | 0.001 |
| | | 11 | 0.080 | 0.034 | 30.938 | 0.001 |
| | | 12 | 0.135 | -0.062 | 33.366 | 0.001 |

شكل 12.6 شكل الارتباط لـ DLPDI

Series: DLPDI Workfile: DATA FOR ECONOMIC FORECASTING_1...

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | Ic

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DLPDI

Null Hypothesis: DLPDI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.622277 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.487550 | |
| | 5% level | -2.886509 | |
| | 10% level | -2.580163 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLPDI)
Method: Least Squares
Date: 05/15/20 Time: 15:55
Sample (adjusted): 1967Q4 1996Q3
Included observations: 116 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DLPDI(-1) | -0.648045 | 0.115264 | -5.622277 | 0.0000 |
| D(DLPDI(-1)) | -0.181478 | 0.088958 | -2.040037 | 0.0437 |
| C | 0.008942 | 0.001938 | 4.615000 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.430056 | Mean dependent var | -0.000174 |
| Adjusted R-squared | 0.419969 | S.D. dependent var | 0.015293 |
| S.E. of regression | 0.011647 | Akaike info criterion | -6.042036 |
| Sum squared resid | 0.015328 | Schwarz criterion | -5.970822 |
| Log likelihood | 353.4381 | Hannan-Quinn criter. | -6.013127 |
| F-statistic | 42.63257 | Durbin-Watson stat | 1.951961 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**شكل 13.6 اختبار جذر الوحدة لـ DLPDI**

## الطريقة الرسمية

1 - $H_0$ : السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة ومستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

من النتائج الموضحة في الشكل 13.6، نجد أن إحصائية اختبار ADF تساوي -5.6222

4 - مستوى الدلالة الإحصائية للاحتمال p-values = 0.0000

5 - الاحتمال Prob. = 0.0000 < 0.05 وهكذا يمكن رفض فرضية العدم H0، والاختبار ذا معنوية

6 - نستنتج أن السلسلة DLPDI ليس لها جذر وحدة وهي سلسلة مستقرة.

## 4.6 الخطوة الثالثة: اختبار التكامل المشترك The Cointegration Test

باستخدام البيانات الأصلية وإجراء الانحدار كما هو مبين في الشكل 14.6:

بالذهاب إلى Quick-Generate series و كتابة:u = resid ثم النقر على OK للحصول على الرسم البياني في الشكل 15.6.

وفقاً للشكل 15.6 نستنتج أن البواقي مستقرة.

Equation: UNTITLED Workfile: DATA FOR ECONOMIC F...

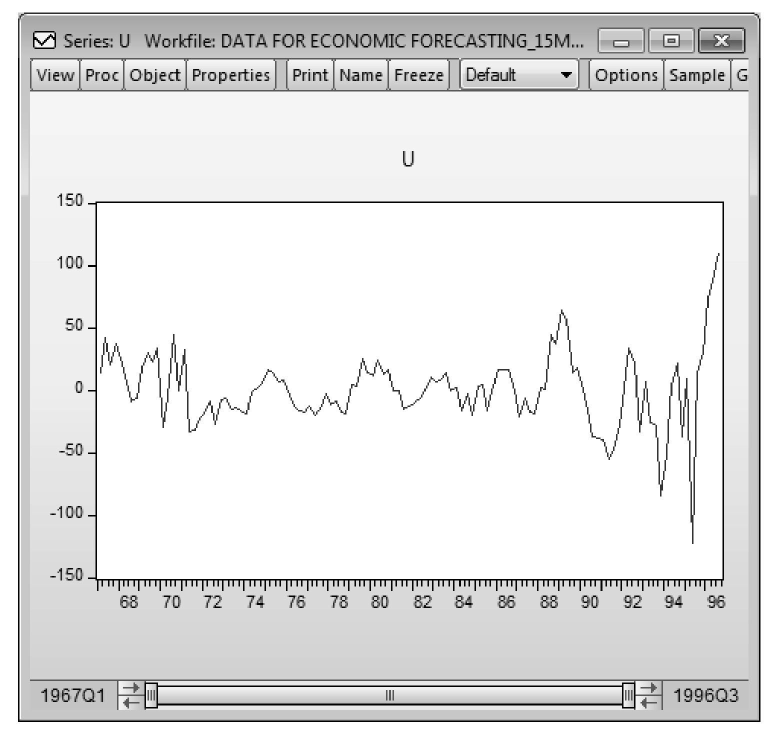
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: PCE
Method: Least Squares
Date: 05/15/20 Time: 15:57
Sample: 1967Q1 1996Q3
Included observations: 119

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 86.55675 | 6.318326 | 13.69932 | 0.0000 |
| PDI | 0.831245 | 0.002122 | 391.7085 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.999238 | Mean dependent var | 2313.042 |
| Adjusted R-squared | 0.999232 | S.D. dependent var | 1085.771 |
| S.E. of regression | 30.09890 | Akaike info criterion | 9.663518 |
| Sum squared resid | 105995.4 | Schwarz criterion | 9.710226 |
| Log likelihood | -572.9793 | Hannan-Quinn criter. | 9.682485 |
| F-statistic | 153435.6 | Durbin-Watson stat | 0.871516 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

شكل 14.6 نتائج انحدار PCE PDI




**شكل 15.6 الشكل البياني للبواقي**

Series: U Workfile: DATA FOR ECONOMIC FORECASTING_15...

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Correlogram of U

Date: 05/15/20 Time: 16:01
Sample: 1967Q1 1996Q3
Included observations: 119

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.506 | 0.506 | 31.272 | 0.000 |
| | | 2 | 0.344 | 0.118 | 45.865 | 0.000 |
| | | 3 | 0.039 | -0.238 | 46.058 | 0.000 |
| | | 4 | -0.086 | -0.089 | 46.982 | 0.000 |
| | | 5 | -0.110 | 0.046 | 48.511 | 0.000 |
| | | 6 | -0.036 | 0.085 | 48.681 | 0.000 |
| | | 7 | -0.140 | -0.222 | 51.195 | 0.000 |
| | | 8 | -0.074 | 0.013 | 51.910 | 0.000 |
| | | 9 | -0.157 | -0.063 | 55.120 | 0.000 |
| | | 10 | -0.085 | 0.030 | 56.074 | 0.000 |
| | | 11 | -0.113 | -0.092 | 57.777 | 0.000 |
| | | 12 | -0.025 | 0.034 | 57.858 | 0.000 |

**شكل 16.6 شكل الانتشار للبواقي**

**شكل الارتباط للبواقي Correlogram of the residuals**

1. $H_0$: البواقي ليس لها جذر وحدة.
2. $H_1$: البواقي لها جذر وحدة.
3. $\alpha = 5\%$ أو 0.05

ليس هناك اختبار احصائي يتم حسابه، سوف نركز على عمود الاحتمال "Prob" في الشكل 16.6.

4. قيمة p-values أقل من 0.05
5. بما أن P-values < 0.05، فإننا نرفض الفرضية العدم $H_0$ ونقبل الفرضية البديلة $H_1$.
6. نستنتج بأن سلسلة البواقي ليست مستقرة.

**اختبار جذر الوحدة للبواقي** The unit root test of the residual

1 - $H_0$: البواقي لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$: البواقي ليس لها جذر وحدة ومستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

عند النظر إلى الشكل 17.6 نجد أن إحصائية اختبار ADF تساوي 4.2945-

4 - قيمة p-values = 0.0007

5 - بما أن 0.05 > Prob = 0.0007 ، فإننا نرفض الفرضية العدم $H_0$ ونقبل الفرضية البديلة $H_1$.

6 - نستنتج بأن البواقي ليس لها جذر وحدة ومستقرة.

لقد وجدنا أنه يوجد تكامل بين السلاسل، وهذا يعني وجود علاقة طويلة الأجل بين الفروق الأولى لهاتين السلسلتين.

Series: U Workfile: DATA FOR ECONOMIC FORECASTING_15MA...

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | Id

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on U

Null Hypothesis: U has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.294533 | 0.0007 |
| Test critical values: | 1% level | -3.487550 | |
| | 5% level | -2.886509 | |
| | 10% level | -2.580163 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(U)
Method: Least Squares
Date: 05/15/20 Time: 16:03
Sample (adjusted): 1967Q4 1996Q3
Included observations: 116 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| U(-1) | -0.464022 | 0.108049 | -4.294533 | 0.0000 |
| D(U(-1)) | -0.016086 | 0.115254 | -0.139569 | 0.8893 |
| D(U(-2)) | 0.260173 | 0.098228 | 2.648649 | 0.0092 |
| C | -0.017765 | 2.290658 | -0.007755 | 0.9938 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.258343 | Mean dependent var | 0.770971 |
| Adjusted R-squared | 0.238477 | S.D. dependent var | 28.13965 |
| S.E. of regression | 24.55615 | Akaike info criterion | 9.273676 |
| Sum squared resid | 67536.50 | Schwarz criterion | 9.368627 |
| Log likelihood | -533.8732 | Hannan-Quinn criter. | 9.312221 |
| F-statistic | 13.00438 | Durbin-Watson stat | 2.014265 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**شكل 17.6 اختبار جذر الوحدة للبواقي**

## 5.6 الخطوة الرابعة: نموذج التنبؤ Model Forecasting

نقوم بإجراء انحدار بين السلاسل المستقرة مع عينة مكونة من 113 مشاهدة لكل سلسلة، كما سنقوم بالاحتفاظ بالمشاهدات الأربع الأخيرة لاستخدامها في عملية التنبؤ. عند قيامنا بأخذ الفرق الأول فإننا سنخسر مشاهدة واحدة، مما يجعل عدد المشاهدات ينخفض إلى 113 مشاهدة.

اذهب إلى Quick-Estimate Equation - مع تغيير حجم العينة من 1996Q3 1967Q1 إلى 1995Q2 1967Q1 - ثم انقر OK (الشكل 18.6).

نتائج الانحدار الأخير تظهر في الشكل (19.6)، حيث يمكن استخدام هذه النتائج في التنبؤ بالقيم المستقبلية لحجم الإنفاق الاستهلاكي الشخصي.

افترض أننا نرغب لمعرفة E(PCE1996Q1 | PDI1996Q)، أي قيمة المتوسط الحقيقي لحجم الانفاق الاستهلاكي الشخصي في 1996Q1 عند قيمة الدخل الإجمالي المتاح (X) لـ 1996Q1، والذي هو 0.028602 (لاحظ أن العينة المستخدمة في الانحدار مبنية على الفترة 1967Q1 - 1995Q2).

Equation Estimation

Specification | Options

Equation specification

Dependent variable followed by list of regressors including ARMA and PDL terms, OR an explicit equation like Y=c(1)+c(2)*X.

dlpce c dlpdi

Estimation settings

Method: LS - Least Squares (NLS and ARMA)

Sample: 1967Q1 1995Q2

OK Cancel

**شكل 18.6 توصيف المعادلة**

Equation: UNTITLED Workfile: DATA FOR ECONOMIC FO...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: DLPCE
Method: Least Squares
Date: 05/15/20 Time: 16:08
Sample (adjusted): 1967Q2 1995Q2
Included observations: 113 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.007166 | 0.001448 | 4.948492 | 0.0000 |
| DLPDI | 0.415718 | 0.077889 | 5.337277 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.204224 | Mean dependent var | 0.012924 |
| Adjusted R-squared | 0.197055 | S.D. dependent var | 0.011457 |
| S.E. of regression | 0.010267 | Akaike info criterion | -6.302287 |
| Sum squared resid | 0.011700 | Schwarz criterion | -6.254015 |
| Log likelihood | 358.0792 | Hannan-Quinn criter. | -6.282699 |
| F-statistic | 28.48653 | Durbin-Watson stat | 2.554681 |
| Prob(F-statistic) | 0.000001 | | |

**شكل 19.6 نتائج انحدار DLPCE**

في هذه المرحلة نحن بحاجة لتعلم بعض الشروط الخاصة والتي تستخدم في التنبؤ مثل:

**1 - تنبؤ النقطة وتنبؤ الفترة Point forecasts and interval forecasts:**

في حالة التنبؤ بنقطة، نتحصل على **قيمة واحدة** لكل فترة مقبلة.

في التنبؤ بفترة فنحن نتحصل على **المدى أو الفترة** التي تقع داخله القيمة المتحصل عليها وباحتمال معين. بمعنى آخر، تنبؤ الفترة يعطي **هامش من عدم اليقين** حول التنبؤ بنقطة.

**2 - تنبؤ بعد التحقق وتنبؤ قبل التحقق Ex-post and ex-ante forecasts**

| أ | ب | ج |
|---|---|---|
| فترة تقدير النموذج<br>Estimation period | تنبؤ بعد التحقق<br>Ex-post forecast period | تنبؤ قبل التحقق<br>Ex-ante forecast period |
| 1995Q2-1967Q1 | 1996Q2-1995Q1 | 1996Q3- وما بعدها |

أ - في فترة التقدير لدينا بيانات عن كل المتغيرات في النموذج.

ب - في التنبؤ بعد التحقق (تنبؤات محققة خارج العينة) فنحن أيضاً لدينا معرفة مسبقة بقيم المتغير التابع والمتغيرات المستقلة (وهذه هي الفترة المحتفظ بها). وتستخدم هذه القيم لاختبار مقدرة النموذج المقدر على التنبؤ.

ج - في فترة التنبؤ قبل التحقق نقوم بتقدير قيم المتغير التابع في فترة مستقبلية خارج نطاق فترة التقدير قد لا تتوفر لدينا أيضاً قيم مؤكدة للمتغيرات المستقلة، حيث ينبغي في مثل هذه الحالة أن نقوم بتقدير هذه القيم قبل القيام بعملية التنبؤ.

**3 - تنبؤ مشروط و تنبؤ غير مشروط Conditional and unconditional forecasts:**

في حالة التنبؤ المشروط نقوم بتنبؤ المتغير محل الاهتمام بناءً على قيم المتغيرات المستقلة التي يتم توقعها أو تخمينها (لا تكون معروفة على وجه الدقة). هذا النوع من التنبؤ يعرف أيضاً بتحليل السيناريوهات Scenario analysis أو تحليل التوافق Contingency analysis.

أما في حالة التنبؤ غير المشروط، فنحن لدينا معلومات مؤكدة عن المتغيرات المستقلة، عوضاً عن اختيار قيم تقديرية (اعتباطية) لها، كما هو الحال مع التنبؤ المشروط.

نقوم الآن بتقدير تنبؤ بنقطة للإنفاق الاستهلاكي لـ 1996Q1. قيمة الدخل الشخصي المتاح DLPDI لـ 1996Q1 تساوي 0.028602؛ هذه القيمة موجودة في قاعدة البيانات لهذه السلسلة DLPCEF.

من الممكن أن نلاحظ أن أفضل متوسط يمكن التنبؤ به لـ Y (1996Q1) وبقيمة X المعطاه سوف يساوي:

$$\widehat{DLPCE}_t = \beta_0 + \beta_1 DLPDI_t + \epsilon_t$$

$$\widehat{DLPCE}_t = 0.007166 + 0.415718\, DLPDI_t + \epsilon_t$$

$$\widehat{DLPCE}_t = 0.007166 + 0.415718\,(0.020878) + \epsilon_t$$

$$\widehat{DLPCE}_t = 0.01584536$$

القيمة المتوسطة المتوقعة للإنفاق الاستهلاكي ($\widehat{DLPCE}$) في 1996Q1 تساوي 0.01584536، عندما تكون قيمة الدخل الشخصي المتاح (DLPDI) تساوي 0.020878؛ وبالرجوع إلى البيانات نلاحظ أن القيمة الفعلية لـ DLPCE في 1996Q1 كانت 0.028602، وهذا يعني أن القيمة الفعلية هي أكبر من القيمة المتوقعة بمقدار (0.01275)، وهذا ما نعتبره **خطأ التنبؤ (forecast error).**

نحن لا نتوقع أن خط الانحدار المُقدَّر يعطي تنبؤ بالقيم الفعلية للمتغيرات التفسيرية من غير أن يكون هناك هامش للخطأ.

يمكن ملاحظة أنه إذا كان حد الخطأ في النموذج أعلاه يتبع التوزيع الطبيعي، فإن تقدير DLPCE في الزمن 1996Q1، هو موزع بشكل طبيعي وبمتوسط يساوي $\beta_0 + \beta_1 DLPDI_{1996Q1}$ وبتباين يقدر بالعلاقة التالية:

$$var\left(\widehat{DLPCE}_{1996Q1}\right) = \sigma^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{(DLPDI_{1996Q1} - \overline{DLPDI})^2}{\sum(DLPDI_i - \overline{DLPDI})^2}\right]$$

حيث أن $\overline{DLPDI}$ يمثل الوسط الحسابي لقيم DLPDI في فترة العينة 1967Q2-1995Q2، أما $\sigma^2$ فهو تباين حد الخطأ ε، و n هو حجم العينة.

ولأننا لا نعرف القيمة الحقيقية لـ ε، فإننا نقوم بتقديرها من العينة وكما يلي:

$$\widehat{\sigma^2} = \frac{\sum e_t^2}{(n-1)}$$

باستخدام هذه المعلومات، بالإضافة إلى القيمة المعطاة لـ DLPDI في 1996Q1، فإنه بالإمكان تأسيس، فترة تنبؤ وبمعامل ثقة 95% (مستوى المعنوية 5%) للقيمة الحقيقة لـ $E(DLPDI_{1996Q1})$ وكما يلي:

نفترض أن DLPCE تتمثل بـ Y:

$$\Pr\left[\hat{Y}_{1996Q1}\text{-}\ t_{\frac{\alpha}{2}}se\left(\hat{Y}_{1996Q1}\right)\ \leq E\left(\hat{Y}_{1996Q1}\right)\ \leq\ \hat{Y}_{1996Q1}\text{-}\ t_{\frac{\alpha}{2}}se\left(\hat{Y}_{1996Q1}\right)\right]$$

حيث أن $se\left(\hat{Y}_{1996Q1}\right)$ هو الانحراف المعياري المتحصل عليه سابقاً، و $\alpha$ مستوى المعنوية بحيث $\alpha = 5\%$.

لاحظ أنه من أجل إيجاد حدود فترة الثقة؛ نقوم باستخدام توزيع t بدلاً من التوزيع الطبيعي، وذلك لأننا بصدد تقدير القيمة الحقيقية لتباين الخطأ.

فترات الثقة المستنبطة بهذه الطريقة تعرف **بنطاق (أوحزام) الثقة** (confidence band).

يمكن استخدام أحد البرمجيات المتوفرة مثل Stata أو EViews لحساب حدود فترات الثقة أعلاه.

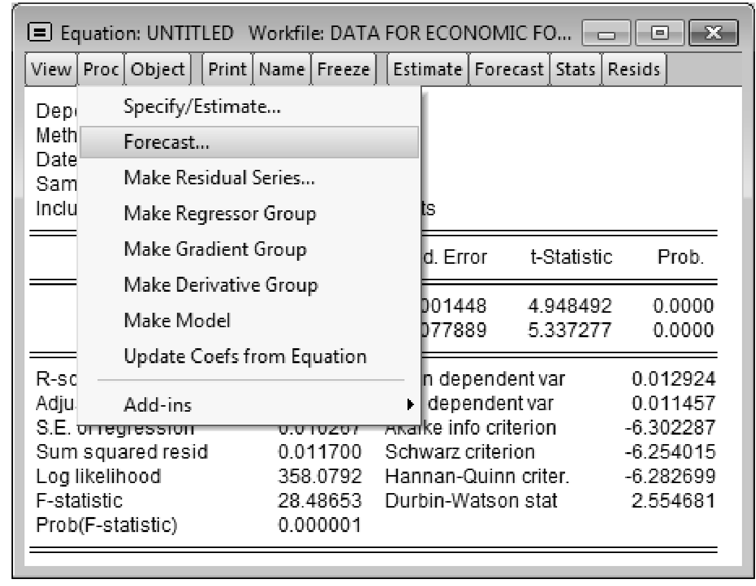
عند استخدام برنامج EViews سوف نحصل عل نطاق الثقة في مثالنا باتباع الخطوات التالية:

من نتائج الانحدار اذهب إلى Proc ثم اختر Forecast كما هو موضح بالشكل 20.6، وقبل النقر على OK، قم بتغيير عينة التنبؤ من 1996Q3 إلى 1995Q2 وكما هو موضح في الشكل 21.6.

بالنقر على OK سنحصل على المخرجات الموضحة في الشكل 22.6. في هذا الشكل نلاحظ أن الخط المتصل في الشكل البياني يمثل خط الانحدار (المنحنى)، أما الخطين المتقطعين فيمثلان نطاق الثقة 95% لخط الانحدار.

الجدول المكمل يعطي بعض المقاييس لجودة التنبؤ والتي تتضمن: **الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ** (Root mean square error)، **متوسط القيم المطلقة للخطأ** (Mean absolute error)، **متوسط نسب القيم المطلقة للخطأ** (Mean absolute percentage error)، و**معامل عدم التساوي لثايل** (The Theil inequality coefficient). إن قيمة معامل عدم التساوي لثايل ينبغي أن تقع ما بين الصفر والواحد صحيح؛ فإذا كانت القيمة قريبة من الصفر، فإن ذلك مؤشر

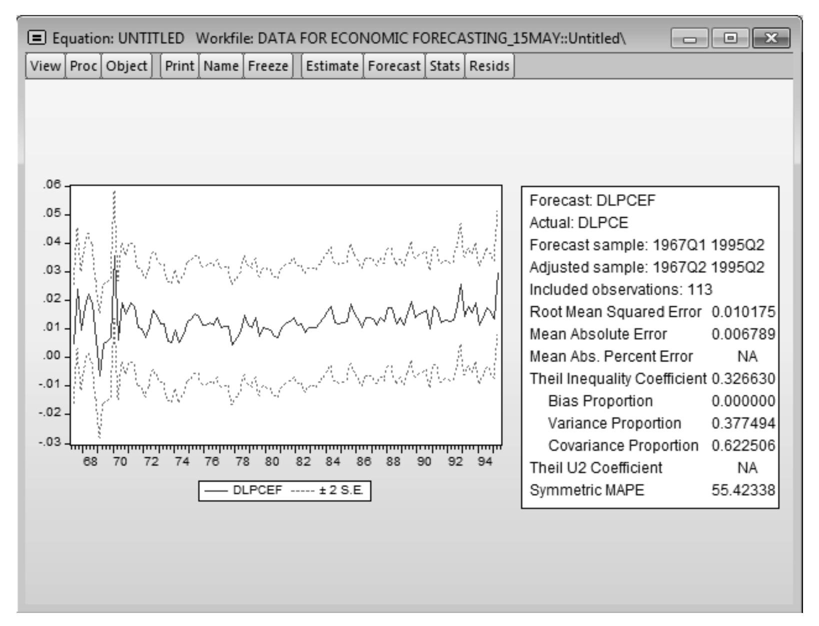
على ارتفاع مقدرة النموذج على التنبؤ. إن مقاييس أداء أو جودة التنبؤ هي مفيدة عند المقارنة بين اثنين أو أكثر من طرق التنبؤ، كما سنناقش ذلك لاحقاً.



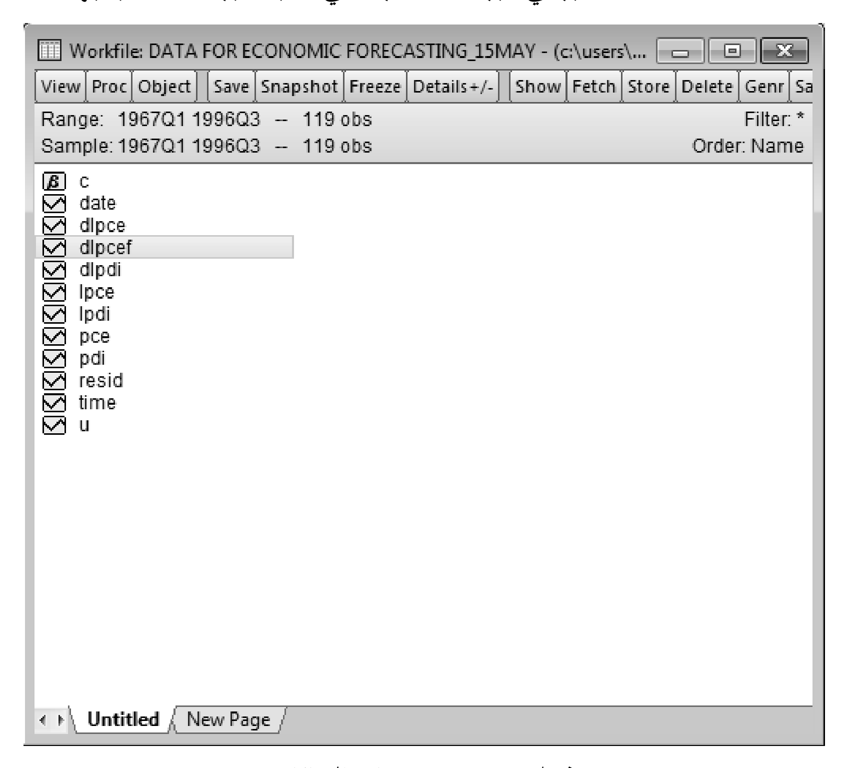

شكل 20.6 خيارات التنبؤ



شكل 21.6 تحديد خصائص التنبؤ




شكل 22.6 الشكل البياني للبيانات الحقيقة في مقابل البيانات المتنبأ بها.




شكل 23.6 مجموعات البيانات

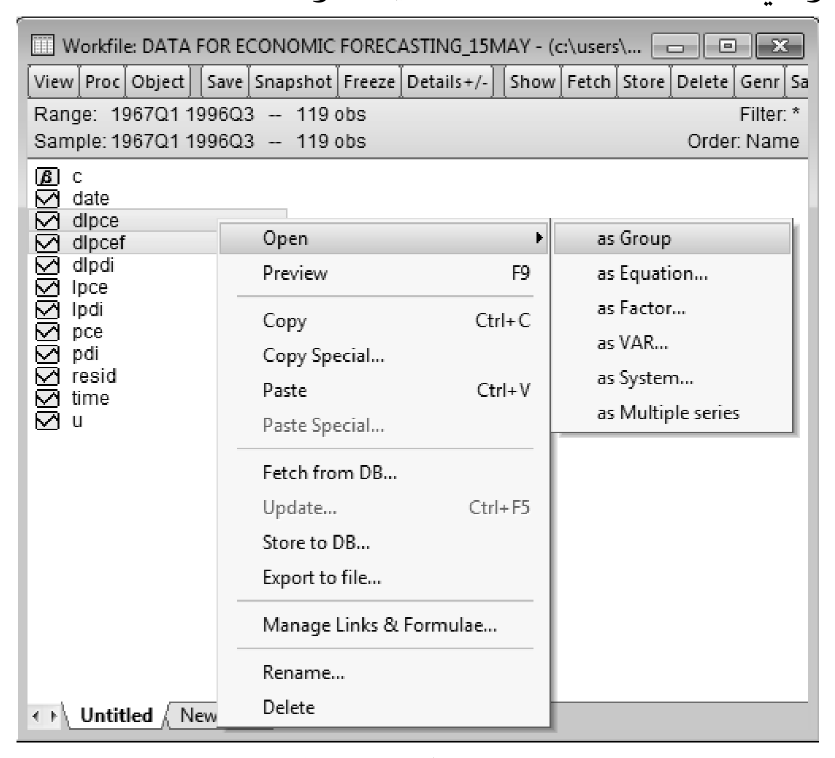
## الخطوة الخامسة: الرسم البياني المشترك للمتغير التابع وقيمه المتوقعة المتنبأ بها

برنامج EViews يقوم وبشكل تلقائي بإنتاج DLPCEF في ملف العمل كما هو موضح في الشكل 23.6.

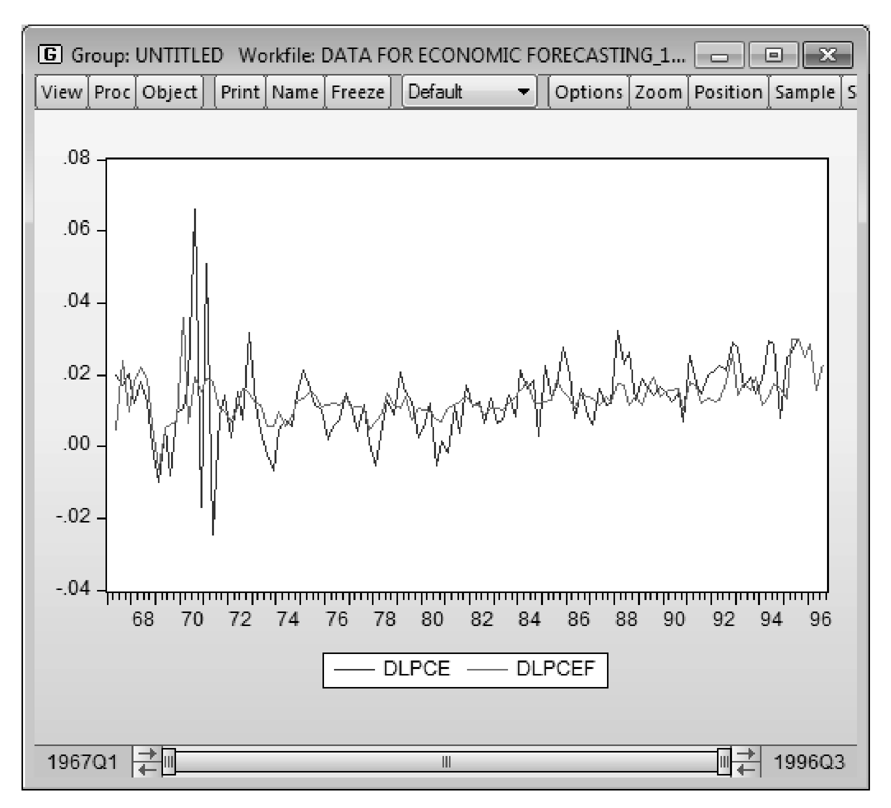
بإمكاننا الآن عمل رسم بياني مشترك لـ DLPCE و DLPCEF باتباع الخطوات التالية (الشكل 24.6):

من نافذة المتغيرات في EViews قم بفتح مجموعات البيانات للمتغيرين (تحديد ثم اختر open as group)، بعد ذلك اذهب إلى View واختر Graph-Line &Symbol وانقر OK ( الشكل 25.6).

الجزء الأيمن من الرسم البياني المشترك في حالات عديدة التنبؤات وهي تتحرك في اتجاهات مختلفة، معاكسة أحياناً لحركة DLPCE.




**شكل 24.6 انتاج الأشكال البيانية للتنبوئات**




**شكل 25.6 الاشكال البيانية للتنبؤات في EViews**

## الخطوة السادسة: إضافة الارتباط الذاتي لحد الخطأ

**Adding autocorrelation of the error term**

عند استخدام EViews فإنه من الممكن تقدير النموذج الأصلي بالسماح بوجود ارتباط ذاتي في حد الخطأ، فعلى سبيل المثال، إذا افترضنا أن حد الخطأ يتبع مخطط ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى[AR(1)] والذي سبق مناقشته في تحليل السلاسل الزمنية كما يلي:

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t\text{-}1} + u_t\ ;\ -1 \leq \rho \leq 1$$

حيث أن $\rho$ هو معلمة الارتباط الذاتي (من الدرجة الأولى)، و $u_t$ هو حد الخطأ والذي يعتبرعملية تغيرات عشوائية بحتة (white noise error term).

في Eviews اختر Quick-Estimate Equation ثم اكتب ما يلي:

DLPCE C DLPDI AR(1)

قم بتغيير العينة إلى 1967Q1 - 1995Q2

عند النقر على OK، سنتحصل على النتائج التالية (الشكل 26.6):

عند المقارنة مع النتائج السابقة (للانحدار بدون AR(1))، نلاحظ أن الميل الحدي للاستهلاك قد اختلف قليلاً وكذلك الخطأ المعياري لمعلمة الميل هي الآن أقل. من جدول النتائج نلاحظ أيضاً أن قيمة معلمة الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى تساوي (0.346168-). نقوم بعد ذلك بتكرار عملية التنبؤ كما في السابق.

من مربع نتائج الانحدار، اذهب إلى Proc واختر Forecast كما هو موضح في الشكل (27.6).

قم بتغيير عينة التنبؤ إلى 1995Q2 في الشكل (28.6) ثم انقر OK للحصول على المخرجات في الشكل (29.6).

Equation: UNTITLED Workfile: DATA FOR ECONOMIC FOR...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

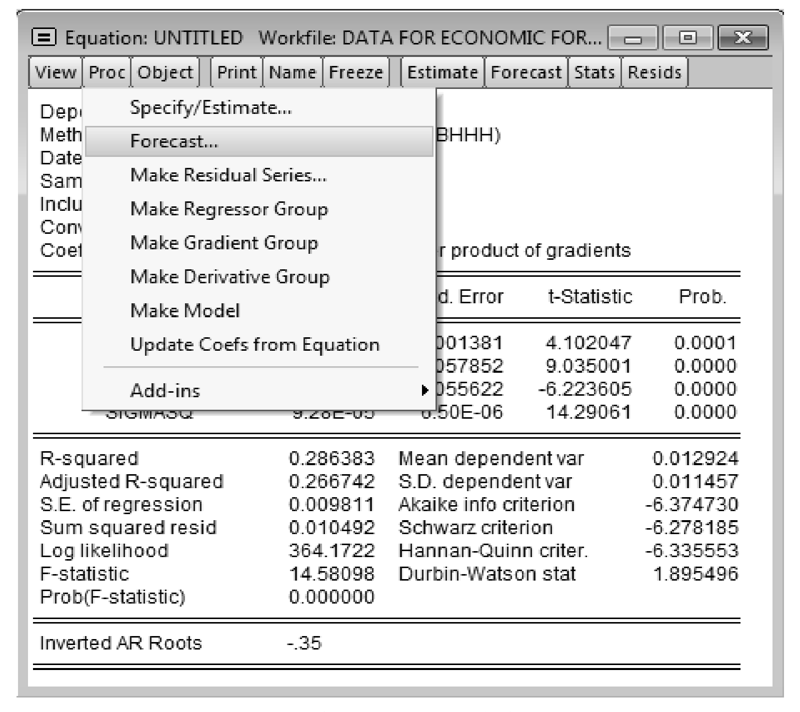
Dependent Variable: DLPCE
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 05/15/20 Time: 16:23
Sample: 1967Q2 1995Q2
Included observations: 113
Convergence achieved after 35 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.005663 | 0.001381 | 4.102047 | 0.0001 |
| DLPDI | 0.522690 | 0.057852 | 9.035001 | 0.0000 |
| AR(1) | -0.346168 | 0.055622 | -6.223605 | 0.0000 |
| SIGMASQ | 9.28E-05 | 6.50E-06 | 14.29061 | 0.0000 |

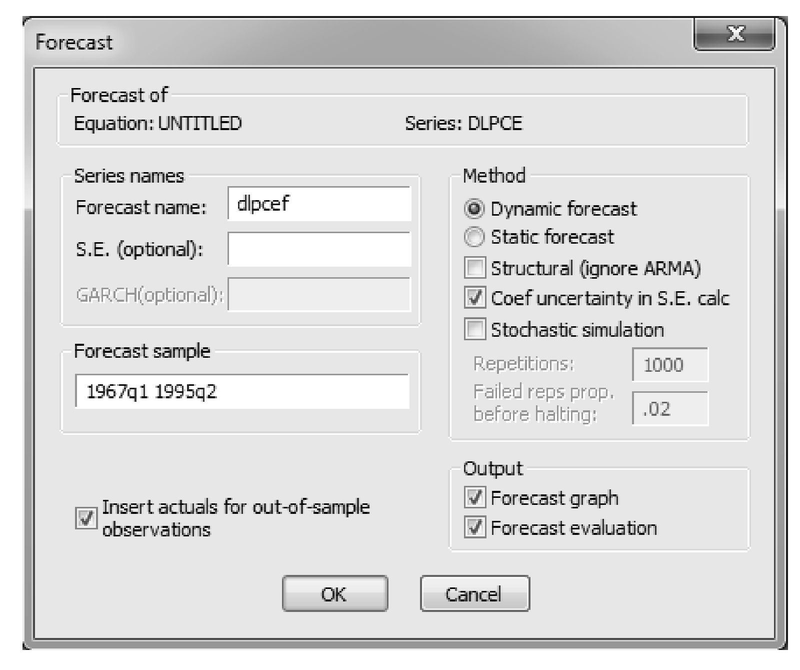
| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.286383 | Mean dependent var | 0.012924 |
| Adjusted R-squared | 0.266742 | S.D. dependent var | 0.011457 |
| S.E. of regression | 0.009811 | Akaike info criterion | -6.374730 |
| Sum squared resid | 0.010492 | Schwarz criterion | -6.278185 |
| Log likelihood | 364.1722 | Hannan-Quinn criter. | -6.335553 |
| F-statistic | 14.58098 | Durbin-Watson stat | 1.895496 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

Inverted AR Roots -.35

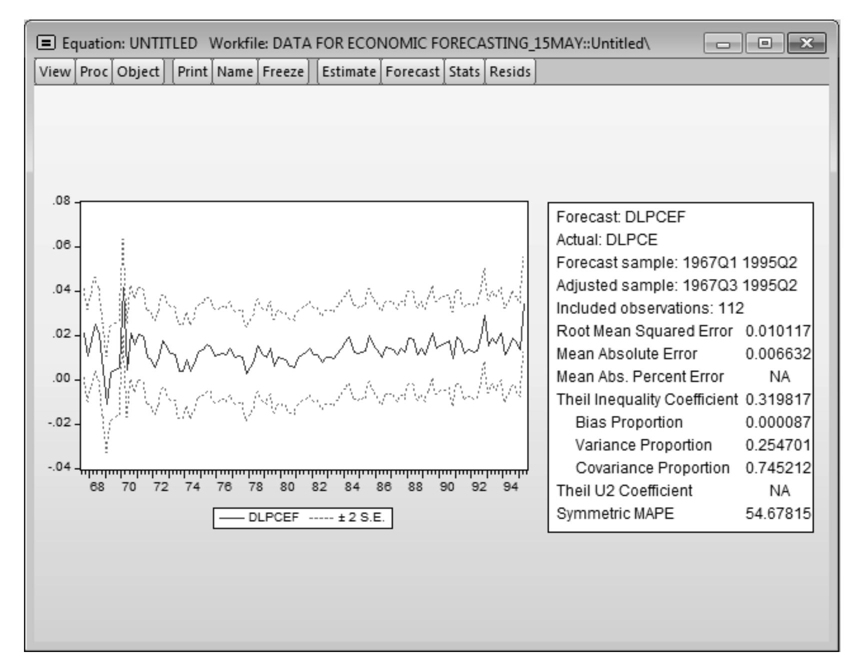
**شكل 26.6 نموذج ARIMA**




شكل 27.6 خيارات التنبؤ




شكل 28.6 تحديد خصائص التنبؤ




**شكل 29.6 البيانات المتنبأ بها مقابل البيانات الحقيقية**

نتحصل على نطاق ثقة (95%) لخط الانحدار المقدر. وبمقارنة هذه النتائج مع النتائج المناظرة أعلاه، سنتمكن من اتخاذ قرار حول أي من هذه النماذج هو الأفضل للتنبؤ. وللوصول إلى ذلك القرار ينبغي أن نقارن بين قيم معلمة عدم التساوي لثايل (Theil inequality coefficient) لكلا النموذجين، بحيث أن النموذج ذو الأقل قيمة والقريبة من الصفر هو الأفضل:

**1 - معلمة عدم التساوي لثايل في النموذج السابق تساوي 0.326630**

**2 - معلمة عدم التساوي لثايل في النموذج اللاحق تساوي 0.319817**

**ومن ذلك نستنتج أن النموذج الأخير هو أفضل من النموذج السابق من حيث القدرة على التنبؤ.**

الفصل السابع

# التنبؤ الاقتصادي باستخدام نموذج ARIMA

طريقة (BJ) Box-Jenkins لنمذجة السلاسل الزمنية تتضمن استنباط التحركات (الأنماط) المتنبأ بها من البيانات المنظورة من خلال سلسلة من التكرارات. منهجية Box-Jenkins أحادية المتغير هي في الأساس أداة للتنبؤ، ولا تقدم تفسيرات لأسباب التغير، وذلك لغياب نوعية المتغيرات المفسِّرة (المستقلة) في النموذج.

**إن طريقة (BJ) تتبع أسلوب محدد يشتمل على ثلاثة خطوات:**

- **توصيف (تعريف) النموذج Model identification**: يتم تحديد فئة معينة من نموذج BJ باستخدام إحصاءات محسوبة من تحليل البيانات التاريخية.
- **تقدير وتشخيص النموذج Model estimation and verification**: عند الانتهاء من توصيف النموذج، يتم تقدير "أفضل نموذج" بحيث تكون القيم المقدرة أقرب ما يمكن لالتقاط النمط الموجود في البيانات الحقيقية.
- **التنبؤ Forecasting**: النموذج النهائي المفضل سوف يُستخدم للتنبؤ بالسلسلة الزمنية ولتطوير فترات الثقة التي تقيس عدم اليقين المرتبط بالتنبؤات.

## 1.7 منهجية Box-Jenkins

الغرض من منهجية BJ للتنبؤ هو تحليل الخصائص الاحتمالية والعشوائية لسلسلة زمنية اقتصادية بمفردها، فهي تختلف تماماً عن عمليات صياغة نماذج الانحدار التقليدية والتي فيها، على سبيل المثال، يتم تفسير المتغير التابع $Y_t$ بعدة متغيرات مستقلة مثل: $(X_1, X_2, X_3, \dots . X_k)$. فطريقة BJ تسمح

للمتغير التابع $Y_t$ أن يكون مفسراً بالقيم الماضية أو المتباطئة لقيم $Y_t$ نفسه وبالقيم الحالية والمتباطئة للبواقي $u_t$. يفترض في حد الخطأ $u_t$ أن يتبع عملية تغيرات عشوائية بحتة (White noise error term)، بمتوسط يساوي صفر وبتباين ثابت.

إن منهجية BJ تتضمن عدة طرق للتنبؤ بالسلاسل الزمنية، وسنقوم باستعراض هذه الطرق المختلفة بشكل عام مع بعض الأمثلة التطبيقية. هذه المنهجية تقوم على افتراض أن السلاسل الزمنية محل الدراسة هي سلاسل مستقرة.

### النموذج الأول: نموذج الانحدار الذاتي The Autoregressive (AR) Model

إذا كان لدينا النموذج التالي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t\text{-}1} + \beta_2 Y_{t\text{-}2} + \cdots + \beta_p Y_{t\text{-}p} + U_t$$

نفترض أن $u_t$ يتبع عملية تغيرات عشوائية بحتة (White noise error term). هذا النموذج يسمى نموذج انحدار ذاتي من الدرجة $p$ ، أي AR($p$). النموذج يتضمن انحدار Y في الزمن t على قيمه متباطئة بمقدار p من الفترات الزمنية الماضية. قيمة p سوف تحدد من خلال معايير مختلفة مثل معيار Akaike information criterion.

### النموذج الثاني: نموذج المتوسط المتحرك The Moving Average (MA) Model

هذا النموذج يمكن صياغته في المعادلة التالية:

$$Y_t = C_0 + C_1 u_t + C_2 u_{t\text{-}1} + \cdots + C_q u_{q\text{-}1}$$

حيث أن المتغير التابع $Y_t$، يعتمد على قيمة المتوسط المرجح أو المتحرك لحدود الخطأ (White noise error terms) الحالية والماضية. يعرف هذا النموذج اختصاراً بنموذج MA(q)، ويتم تحديد قيمة q تجريبياً.

### النموذج الثالث: نموذج انحدار ذاتي ومتوسط متحرك
### The Autoregressive Moving Average (ARMA) Model

عندما نقوم بدمج نموذج AR مع نموذج MA فإننا نقوم بصياغة نموذج

جديد يسمى نموذج ARMA (p, q)، حيث سيكون لدينا p من حدود الانحدار ذاتي، و q من حدود المتوسطات متحركة. مرة أخرى، يتم تحديد قيم p وq تجريبياً.

### النموذج الرابع: نموذج انحدار ذاتي ومتوسط متحرك متكامل

**The Autoregressive Integrated Moving Average (ARMA) Model**

إن منهجية BJ تستند على افتراض أن السلسلة الزمنية محل الدراسة ينبغي أن تكون مستقرة أو يمكن جعلها مستقرة عن طريق أخذ الفروق لها مرة واحدة أو أكثر. إن استخدام هذا المدخل يطلق عليه اختصاراً نموذج ARIMA (p, d, q)، حيث أن d تعبر عن عدد المرات التي يجب فيها أخذ فروق للسلسلة الزمنية لجعلها مستقرة. إذا كانت السلسلة في الأصل مستقرة، فإن نموذج ARIMA (p, d, q) سيصبح بالضرورة نموذج ARMA (p, q).

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t\text{-}1} + \beta_2 Y_{t\text{-}2} + \cdots + \beta_p Y_{t\text{-}p} + C_1 u_{t\text{-}1} + C_2 u_{t\text{-}2} + \cdots + C_q u_{q\text{-}1} + v_t$$

## 2.7 نموذج ARIMA

تشتهر نماذج BJ بكونها نماذج انحدار ذاتي ومتوسط متحرك متكامل (ARIMA). أما المنهجيات المستخدمة لحل معاملات نماذج ARIMA فتتطلب إجراء الكثير من العمليات الحسابية. لذلك، ولغرض الاستعمال العملي، فإننا في حاجة للاستعانة بحزم البرامج الإحصائية المتاحة والمواكبة للأساليب المتطورة المستخدمة في توصيف وتقدير وتشخيص نماذج ARIMA.

منهجية ARIMA تطبق على البيانات المستقرة. سوف نستخدم الرمز $Z_t$ لبيانات مستقرة في الزمن t،حين أن $Y_t$ تمثل قيمة المعطيات غير المستقرة في ذلك الزمن، وبذلك، فإن عملية ARIMA تأخذ في الاعتبار النماذج الخطية ذات الصياغة التالية:

$$Z_t = \mu + \emptyset_1 Z_{t\text{-}1} + \emptyset_2 Z_{t\text{-}2} + \cdots - \theta_1 e_{t\text{-}1} - \theta_2 e_{t\text{-}2} - \ldots + e_t$$

حيث أن $Z_t$ و $Z_{t\text{-}1}$ تعبر عن نقاط البيانات المستقرة، في حين أن $e_t$ و $e_{t\text{-}1}$ تمثل قيم الأخطاء المتنبأ بها في الزمن الحاضر والماضي، أما $\mu$، $\emptyset_1$، $\emptyset_2$ ...،

$\theta_1$، $\theta_2$، ... فهي معلمات النموذج المراد تقديرها.

**- إذا كان النموذج الناجح يشمل فقط $\emptyset_1$، أي أن يكون على الشكل التالي:**

$$Z_t = \mu + \emptyset_1 Z_{t\text{-}1} + e_t$$

فإن السلسلة الزمنية يقال بأنها تتبع عملية انحدار ذاتي من الرتبة الأولى، أو AR(1). وستكون $\emptyset_1$ هي معلمة الانحدار الذاتي لهذا النموذج والتي تصف مقدار أثر تغير $Z_{t\text{-}1}$ بمقدار وحدة واحدة على $Z_t$. وبالمثل فإن النموذج التالي:

$$Z_t = \mu + \emptyset_1 Z_{t\text{-}1} + \emptyset_2 Z_{t\text{-}2} + \cdots + \emptyset_p Z_{t\text{-}p} + e_t$$

يطلق عليه عملية الانحدار الذاتي ذات برتبة p، ويرمز له بـــ AR(p). مجموع المعلمات $\emptyset_i$، (i =1, 2, , p)

لعملية الانحدار الذاتي ينبغي أن يكون أقل من الواحد صحيح.

**- إذا كان النموذج الناجح يشمل فقط $\theta_1$ أي أن يكون على الشكل التالي:**

$$Z_t = \mu\text{-} \theta_1 e_{t\text{-}1} + e_t$$

**فإنه من الممكن القول أن السلسلة الزمنية تتبع عملية متوسط متحرك من الرتبة الأولى، يكتب اختصاراً كـ MA(1). وهنا $\theta_1$ هي معلمة المتوسط المتحرك. وبصورة مماثلة فإن النموذج التالي:**

$$Z_t = \mu\text{-} \theta_1 e_{t\text{-}1}\text{-}\theta_2 e_{t\text{-}2}\text{-} \ldots \theta_p e_{t\text{-}p} + e_t$$

**يطلق عليه نموذج المتوسط المتحرك من الرتبة q ، أو MA(q).**

**- توصف النماذج التي تتضمن كلاً من عمليات انحدار ذاتي ومتوسط متحرك، بالنماذج المختلطة (mixed models). فإذا كانت النماذج المختلطة تحتوي على عملية انحدار ذاتي من الرتبة (1) و عملية متوسط متحرك من الرتبة (2)؛ فإننا سنكتب النموذج على النحو التالي ARIMA (1, 2) ويأخذ الصيغة التالي:**

$$Z_t = \mu + \emptyset_1 Z_{t\text{-}1} - \theta_1 e_{t\text{-}1} - \theta_2 e_{t\text{-}2} + e_t$$

في حالة أخذ الفروق من أجل الحصول على سلسلة زمنية مستقرة؛ فإن النموذج يطلق عليه نموذج متكامل ويرمز له بـ ARIMA (p,d,q). حيث أن المعلمة الوسطى d هي ببساطة عدد مرات أخذ الفروق للحصول على الاستقرار. فمثلاً، إذا كانت السلسلة $Z_t$ في المعادلة أعلاه استقرت بعد أخذ الفروق لمرتين؛ فإن النموذج سيكتب كـ ARIMA (1,2,2).

## 3.7 الانحدار الذاتي Autocorrelations

من أجل التعرف على النموذج الملائم والذي يصف السلسلة الزمنية محل الدراسة بشكل دقيق؛ ينبغي الاستعانة بمجموعتين من الإحصاءات وهما: **الارتباط الذاتي** (AC)، **والارتباط الذاتي الجزيئي** (PAC). فكلاهما يقيس الاعتماد المتبادل بين المشاهدات ويأخذان قيماً تتراوح ما بين $\pm 1$، وذلك على حسب نمط العلاقة. فعلى سبيل المثال، إذا كانت قيم السلسلة الزمنية التي هي أعلى من قيمة المتوسط للسلسلة يتبعها مباشرةً قيماً أقل من المتوسط؛ فإن كلاً من AC و PAC ستكون سالبة. وهذا ما يمكن تسميته بالانحدار الذاتي السالب.

### 1.3.7 دوال الانحدار الذاتي Autocorrelation Functions (ACF)

تقدم معالم الانحدار الذاتي AC's مقياس رقمي للعلاقة ما بين قيم معينة للسلسلة الزمنية وقيم أخرى في نفس السلسلة الزمنية. أي أنها تقيس العلاقة (الارتباط) للمتغير مع نفسه خلال الزمن. يمكن حساب AC's بشكل طبيعي عند المتباطئات المختلفة. فعلى سبيل المثال إذا كان لدينا عدد n من المشاهدات $(Z_1, Z_2, \dots, Z_n)$، فيمكن صياغة عدد (n - 1) من أزواج المشاهدات $((Z_1, Z_2), (Z_2, Z_3), \dots, (Z_{n\text{-}1}, Z_n))$. إذا اعتبرنا أن المشاهدة الأولى في كل زوج كمتغير أول والمشاهدة الثانية كمتغير ثانٍ؛ فيمكن حينئذٍ حساب معامل ارتباط بيرسون (Pearsonian correlation coefficient)، وكما في مثالنا عن البيانات في الشكل 1.7، نحسب معامل الارتباط عند تباطؤ أسبوع واحد.

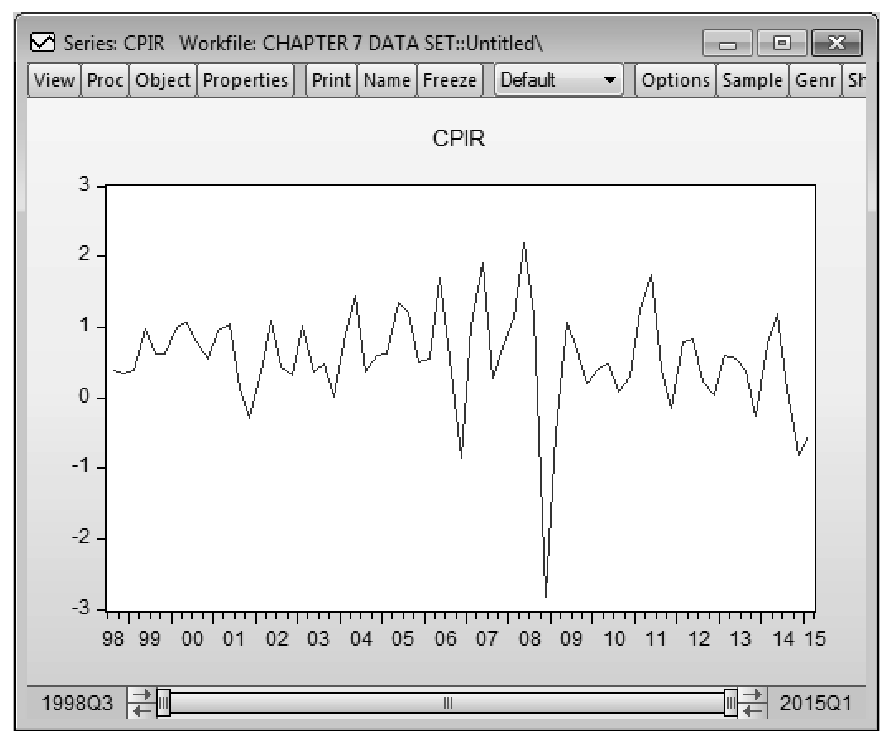
فهذا يقيس الارتباط ما بين المشاهدات المتتابعة (بين كل مشاهدة والتي تليها) ويسمى بمعامل الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى. وبنفس الطريقة، يمكننا حساب الارتباط بين المشاهدات عند تباعد بين المشاهدات بمقدار k، ويطلق عليها حينئذٍ معامل ارتباط ذاتي من الرتبة k.

على سبيل المثال، اعتبر أن لدينا البيانات التالية:

51,52,54,60,55,61,62,66,60,62,66 …

يمكن حساب معامل الارتباط من الرتبة الأولى باستخدام الصيغة القياسية لمعامل ارتباط بيرسون بتضمين أزواج البيانات التالية:

(51,52) (52,54) (54,60), (60,55), …




**شكل 1.7 الرسم البياني لسلسلة CPIR**

يمكن حساب معامل الارتباط الذاتي من الرتبة الثانية باستخدام الأزواج التالية:

(51,54) (52,60) (54,55) (60,61) …

بالاستعانة بترميز المعطيات وبجعل $r_k$ تعبر عن الانحدار الذاتي ما بين $Z_t$ و $Z_{t\text{-}1}$؛ فإن $r_4$ ،على سبيل المثال، هو الارتباط الذاتي ما بين $Z_t$ و $Z_{t\text{-}4}$ . عندما يتم حساب AC's للمتباطئات lag 1، و lag 2، و lag 3 وهكذا، فإنها تمثل بيانياً ($r_k$ مقابل k) للحصول على ما يسمى بدالة الانحدار الذاتي للعينة (ACF) أو شكل الارتباط (correlogram). هذا الشكل يستخدم لتحديد ما إذا كانت السلسلة مستقرة أم لا، كما يساعد أيضاً في التعرف على نموذج ARIMA التجريبي.

إذا كانت السلسلة غير مستقرة كنتيجة لوجود اتجاه تصاعدي، فإن القراءات المتباطئة ستكون مرتبطة ذاتياً. أما إذا كانت السلسلة مستقرة فإن الارتباطات الذاتية ستكون جميعها مساوية للصفر (مؤشر على أن الخطأ عشوائي)، وذلك ينبغي أن يكون من خصائص الـ ACF للبيانات المستقرة. من أجل اختبار ما إذا كانت معلمة الارتباط الذاتي إحصائياً مساوية للصفر فإننا نستخدم إحصائية t للعينات الكبيرة - السلاسل الزمنية الاقتصادية ذات المغزى ينبغي أن تنطوي على عينات بحجم كبير من المشاهدات. عند وجود عدد كبير من المشاهدات بشكل كافٍ ونرغب في اختبار الفرضية التي تقول أن معامل الارتباط الذاتي لمجتمع الدراسة ($p_k$) عند فترة تباطؤ k، يساوي صفر. أي اختبار أن:

$$H_1 : p_k \neq 0 \quad \text{في مقابل} \quad H_0 : p_k = 0$$

سوف نتبنى منهجية الإحصائي Bartlett الذي أظهر أنه إذا الفرض الصفري أعلاه صحيح (أي السلسلة عشوائية بحته)، فإن الارتباط الذاتي للعينة عند تباطؤ k، $r_k$، سيكون موزع بشكل طبيعي تقريباً بمتوسط صفر وتباين كما يلي:

$$Var(r_k) = n^{-1}\{1 + 2(r_1^2 + r_2^2 + r_3^2 + \cdots + r_{k-1}^2\}$$

إحصائية الاختبار هي:

$$\frac{r_k}{SD\ of\ r_k}$$

والتي هي موزعة مثل إحصائية الاختبار t وبـدرجات حرية n-2. وبما أن توزيع t هو توزيع طبيعي مقارب؛ فإن حدود المناطق الحرجة للاختبار أعلاه ستكون عادة عند $\pm$ 1.96 ($\pm$ 2).

على سبيل المثال، افترض أن لدينا مجموعة بيانات مكونة 8 قراءات، والانحدار الذاتي عند فترة تباطؤ 1 و 2 هي على التوالي $r_1 = -0.412$ ، $r_2 = -1.343$ ونرغب في اختبار إذا ما كانت معلمة الارتباط الذاتي من الرتبة الثانية تختلف معنوياً عن الصفر؛ أي اختبار :

$$H_0 : p_2 = 0 \quad \text{في مقابل} \quad H_1 : p_2 \neq 0$$

في هذه الحالة يمكننا حساب ما يلي:

$$Var(r_2) = 8^{-1}\{1 + 2(-0.412)^2\} = 0.1674$$

وبذلك فإن SD لـ $r_2$ يساوي 0.4092

إحصائية الاختبار تحت الفرضية $H_0$ ستكون :

$$\frac{-0.343 - 0}{0.4092} = -0.838$$

هذه القيمة هي بعيدة جداً عن حدود المنطقة الحرجة لـ (n-2 = 6) t . لذلك فإننا لا نستطيع رفض فرض العدم $H_0$ ونستنتج من ذلك أن $\rho_k$ تساوي صفر. ومن الممكن أيضاً إظهار أن معامل الارتباط الذاتي من الرتبة الأولى هو أيضاً غير معنوي إحصائياً.

الخطوط الأفقية في الشكل البياني لـ ACF تمثل حدود الثقة ( 95%) لمعلمات الانحدار الذاتي $r_k$، وفقاً لصيغة التباين المقدمة من Bartlett عن طريق المعادلة $Var(r_k)$ أعلاه، وهي تستخدم كمؤشر على المعنوية الإحصائية للارتباطات الذاتية.

تجدر الإشارة إلى أنه في حالة تأكد الباحث من استقرار السلسلة الزمنية، فإن الـ $(r_k)$ في صيغة التباين لـ Bartlett، ستكون مساوية للصفر (نظرياً). هذا يقودنا إلى الاستعانة بصيغة Quenouille لتباين $r_k$ في حالة البيانات المستقرة، وكما يلي:

$$Var(r_k) = n^{-1}$$

أغلب برامج الكمبيوتر بما فيها EViews تحتوي على كلا الصيغتين لحساب التباين (Bartlett و Quenouille) ضمن الخيارات المتاحة. من الممكن إظهار أن الانحدار الذاتي للنموذج AR(1) سيمثل نظرياً كالتالي:

$$r_k = \emptyset_1^k$$

عندما تكون السلسلة مستقرة، فإن مجموع معلمات AR :

$$\emptyset_1 + \emptyset_2 + \emptyset_3 \ldots$$

ستكون أقل من الواحد. في حالة نموذج AR(1) فهذا يعني أن $\emptyset_1$ سيكون أقل من الواحد، لذلك، فإن معلمات الانحدار الذاتي (AC's) سوف تنخفض في قيمها المطلقة عند زيادة فترات التباطؤ، أي أنه سيكون

$$\emptyset_1^2 > \emptyset_2^2 > \emptyset_3^2 > \cdots \emptyset_k^2$$

وهذا ببساطة يعبر عن حقيقة أن العلاقة تصبح ضعيفة كلما نعود لفترات ماضية في الزمن، إضافةً إلى انخفاض الانحدارات الذاتية بشكل متسارع.

يمكن أن نبين أن معالم الانحدار الذاتي لعملية المتوسط المتحرك من الرتبة 1، MA (1)، نظرياً ستكون:

$$r_k = \frac{-\theta_1}{1 + \theta_1^2} \; for \; k = 1$$

$$r_k = 0 \; for \; k = 2$$

### 2.3.7 دوال الانحدار الذاتي الجزئي (PACF) Partial Autocorrelation Functions

ترتبط معالم الانحدار الذاتي الجزئي PAC's بشكل وثيق بمعالم الانحدار الذاتي AC's وتأخذ قيم ما بين 1- و 1. التمثيل البياني لـ PAC's مقابل التباطؤ

k يطلق عليه دالة الانحدار الذاتي الجزئي (PACF). الانحدار الذاتي الجزئي هو مقياس للعلاقة بين متغيرين عندما يتم تثبيت أو إزالة تأثير المتغيرات الأخرى.

في حالة البيانات الزمنية فإن $r_{kk}$ هي تمثل الانحدار الذاتي الجزئي ما بين $Z_t$ و $Z_{t\text{-}k}$ عندما يتم إزالة أثر المتغيرات المتدخلة $Z_{t\text{-}1}$، $Z_{t\text{-}2}$، ...، $Z_{t\text{-}k+1}$. الهدف من هذا التكييف هو معرفة ما إذا كان الارتباط ما بين $Z_t$ و $Z_{t\text{-}k}$ هو محصلة لهذه المتغيرات المتدخلة أم أن هناك عامل آخر هو ما سبب العلاقة. إن التعرف على سلوك PAC's وسلوك AC's في السلاسل الزمنية المستقرة (كما سنناقش في القسم التالي)، سوف يساعد في تحديد نموذج ARIMA التجريبي.

المعادلة المستخدمة في صياغة معلمة الانحدار الذاتي الجزئي هي معقدة جداً ولكن القيم الرقمية تحسب عن طريق البرامج الإحصائية المتوفرة. لقد أظهر Quenouille أن:

$$Var(r_{kk}) = n^{-1}$$

لذا من الممكن اختبار الفرضية التالية:

$$H_0 : p_{kk} = 0 \quad \text{في مقابل} \quad H_1 : p_{kk} \neq 0$$

على سبيل المثال، افترض أن ( $r_{33} = -0.0318$ ) بناءً على ثمان مشاهدات، وهو الارتباط بين $Z_t$ و $Z_{t\text{-}3}$ عند إزالة تأثيرات كلٍ من $Z_{t\text{-}1}$ و $Z_{t\text{-}2}$. وهنا مرة أخرى فإن الإحصائية موزعة حسب توزيع t :

$$\frac{r_{kk}}{SD\ of\ r_{kk}} = -\frac{0.318}{0.354} = -0.898$$

وهي غير معنوية وبذلك لا يمكننا رفض فرض العدم بأن $p_{kk}$ تساوي صفر. مرة أخرى، في حالة العينات الكبيرة فإن حدود المنطقة الحرجة للاختبار أعلاه ستكون عادة عند $\pm 1.96$ ($\pm 2$). إذا كانت البيانات مستقرة، فإن الانحدار الذاتي الجزئي ينبغي (نظرياً) أن يساوي صفر. الخطوط الأفقية في الشكل البياني تمثل حدود الثقة (95%)، وفي حالة أن خطوط الـ PAC's فشلت في الاختفاء ما دون حدود الثقة؛ فهذا مؤشر على أن البيانات غير مستقرة.

### 3.3.7 أنماط دالة الانحدار الذاتي ودالة الانحدار الذاتي الجزئي

يمكننا استخدام كل من دالة الارتباط الذاتي ACF ودالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF للتعرف على الأنماط التي تعكس خصائص المتوسط المتحرك (MA)، والانحدار الذاتي (AR)، والنموذج المختلط (ARMA)، بعد التأكد من توافر شروط استقرار السلسلة. تجدر الإشارة إلى أن التركيز على النماذج النظرية يسهل التعرف على الأنماط المماثلة في بيانات السلسلة الزمنية الفعلية. عند مقارنة ACF's و PACF's الفعلية مع الأنماط النظرية، سنتمكن من تحديد نوع معين من نماذج BJ والذي سيمثل البيانات بشكل مناسب، وفيما يلي نستعرض بعض الإرشادات العامة التي تساعدنا على تحقيق ذلك:

- إذا رأينا أن الارتباط الذاتي يتلاشى وأن الارتباط الذاتي الجزئي يظهر بعض الطفرات؛ فإن العملية يمكن أن يمثلها نموذج AR، حيث أن الرتبة تساوي عدد المرات التي فيها طفرات معنوية. ينبغي أن نرى قيماً متناقصة في دالة الانحدار الذاتي ACF.

- إذا كانت الارتباط الذاتي الجزئي يتلاشى والارتباط الذاتي لديه طفرات؛ فالعملية ستكون ملتقطة بطريقة افضل من خلال نموذج MA، وستكون الرتبة مساوية لعدد الطفرات المعنوية إحصائياً. قيم الانحدار الذاتي الجزئي ستكون متناقصة بشكل كبير (انخفاض أسي).

- أما إذا كل من الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي ممثلان بأنماط غير اعتيادية على الـ ACF و الـ PACF؛ فإن العملية ستكون ممثلة بشكل أفضل عن طريق نموذج ARMA، وعندها تكون الرتبة تساوي عدد الطفرات المعنوية. قد يكون من الضروري إجراء عدة دورات من عمليات التعرف والتقدير والتشخيص للحصول على النموذج المناسب.

من الناحية العملية، من السهل التعرف على أنماط الانحدار الذاتي AC لنماذج المتوسط المتحرك مقارنةً بغيرها من العمليات.

منهجية Box-Jenkins هي فقط واحدة من الوسائل المتاحة للتنبؤ، ومما لا شك فيه أن نماذج ARIMA قد تصمم بطريقة تتوافق مع مختلف الأنماط وهذا يمكن تحقيقه بأقل قدر من الجهد عن طريق برامج الكمبيوتر المتوفرة.

من ناحية أخرى، فإن نماذج ARIMA تعاني من بعض العيوب كباقي نماذج السلاسل الزمنية، فهي تفشل في التقاط نقاط التحول في الزمن ولا تقدم التفسيرات الكافية لصانعي السياسات. فعلى سبيل المثال، هذه النماذج لا تعطي معلومات عن الآثار المحتملة للسياسات المطبقة مثل قرارات التسعير وبرامج الإعلانات. مع ذلك، فإن نماذج Box-Jenkins متعددة المتغيرات قد تتغلب جزئياً على هذه المشاكل. بالإضافة إلى ذلك وكما رأينا في مثالنا الحالي، فإن نماذج ARIMA المتنافسة لا تملك إلا القليل من المعايير للاختيار من بينها. فالتعرف على رتبة النموذج المختلط على سبيل المثال قد يكون صعب للغاية.

ولغرض توضيح عملية الاختيار بين مختلف نماذج السلاسل الزمنية ذات المتغير الواحد؛ وجدت العديد مما يمكن أن نطلق عليها "مسابقات" لمقارنة دقة التنبؤ لهذه النماذج المختلفة. ومع ذلك، لم تكن نتائج هذه المسابقات متسقة في كثير من الأحيان، وهذا أمر متوقع إذا اعتبرنا اختلاف المحللين واختلاف قواعد البيانات المستخدمة. إن مدخل Box-Jenkins لم يكن هو الأفضل على نحوٍ مستمر، فمناهج الانحدار أدائها أفضل في المتوسط من نماذج المتغير الواحد، ولكن مرة أخرى، فإن هذا ليس هو الحال دائماً.

النقطة الأخيرة هي أنه على الرغم من أن هناك ميزة في القدرة على الاختيار من فئة واسعة من نماذج ARIMA؛ هناك أيضاً مخاطر غياب الخبرة الكافية التي تساعد على تفسير ACF و PACF والمؤشرات الأخرى. إضافة إلى ذلك، عندما يكون التباين في السلسلة محدد بوجود اتجاه عام أو موسمي فإن كفاءة توفيق نماذج ARIMA ستكون معتمدة على عملية أخذ الفروق المستخدمة بدلاً من عملية التعرف على هيكلية الانحدار الذاتي أو هيكلية المتوسط المتحرك

للسلاسل المتباطئة. في بعض الحالات، قد يكون من المبرر إنفاق الكثير من الوقت والجهد في عمليات التعريف والتشخيص، وبالتالي فإن طريقة Box-Jenkins تستحق أن تكون محل الاهتمام في مجالات نمذجة السلاسل الزمنية. من ناحية أخرى، فإنه في حالة التنبؤ بالمبيعات الروتينية، على سبيل المثال، فإن الأولوية تكون للطرق البسيطة والتي يسهل استيعابها من قبل المدراء والعاملين الذين توكل إليهم مهمة تطبيق النتائج.

على الرغم من أن منهجية Box-Jenkin تعد من أهم التطورات المؤثرة في تحليل السلاسل الزمنية؛ فإن هذه المنهجية تستحق أن يعمل بها إذا تحققت الشروط التالية:

- أن يكون المحلل القياسي له القدرة على تطبيقها بالشكل الصحيح،
- أن تكون الأهداف المرجوة تتناسب مع تعقيدات هذه المنهجية، و
- أن التغيرات الحاصلة في بيانات السلاسل الزمنية لا تنطوي على اتجاه عام او تغيرات موسمية.

كما ذكرنا سابقاً في هذا الفصل، فإن منهجية BJ تتضمن أربع خطوات:

**الخطوة الأولى: التعريف Identification:**

نحن في حاجة إلى تحديد القيم المناسبة لكل من p و d و q، ولعل الأدوات الرئيسية المستخدمة في ذلك هما شكل (مصور) الارتباط correlogram وشكل الارتباط الذاتي الجزئي partial correlogram.

**الخطوة الثانية: التقدير Estimation:**

عند الانتهاء من تحديد النموذج الملائم فإن الخطوة التالية هي تقدير معلمات ذلك النموذج. في بعض الحالات يكون من الملائم استخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS)، ولكن في حالات أخرى يتم اللجوء إلى نماذج التقدير غير الخطية (في المعلمات).

**الخطوة الثالثة: الفحص التشخيصي Diagnostic checking:**

للتأكد من اختيار النموذج الملائم، هناك اختبار واحد وبسيط لهذا وهو التأكد من أن بواقي النموذج الموفق هي white noise أم لا (التأكد من استقرار السلسلة).

**الخطوة الرابعة: التنبؤ Forecasting:**

الاختبار النهائي لنموذج ARIMA الناجح هو تقييم أدائه التنبؤي خلال فترة العينة وأيضاً خارج فترة العينة.

### 1.3.3.7 نموذج ARIMA لمعدل مؤشر أسعار المستهلك (CPIR) للولايات المتحدة خلال الفترة (1998Q3-2015Q1)

**الخطوة الأولى-عملية استقرار سلسلة CPIR:**

لدينا بيانات ربع سنوية لمؤشر أسعار المستهلك للفترة الممتدة من 1998q1 إلى 2015q3، نقوم بدايةً بفحص ما إذا كانت السلسلة مستقرة أم لا. افتح بيانات CPIR من ملف العمل، ثم اذهب إلى View واختر graph للحصول على الشكل البياني لبيانات CPIR وكما هو مبين في الشكل 7.1 فإنها تبدو مستقرة.

**شكل الارتباط لـ CPIR:**

1 - $H_0$: السلسلة CPIR ليس لها جذر وحدة.

2 - $H_1$: السلسلة CPIR لها جذر وحدة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

ليس هناك اختبار احصائي يتم حسابه، سوف نركز على عمود الاحتمال "Prob" في الشكل 2.7

Series: CPIR Workfile: CHAPTER 7 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Push | Sample | Genr | Sheet | Gra

Correlogram of CPIR

Date: 03/21/20 Time: 01:17
Sample: 1998Q3 2015Q1
Included observations: 67

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.184 | 0.184 | 2.3817 | 0.123 |
| | | 2 | -0.449 | -0.500 | 16.716 | 0.000 |
| | | 3 | -0.074 | 0.197 | 17.109 | 0.001 |
| | | 4 | 0.278 | 0.029 | 22.779 | 0.000 |
| | | 5 | 0.082 | 0.026 | 23.280 | 0.000 |
| | | 6 | -0.305 | -0.237 | 30.317 | 0.000 |
| | | 7 | -0.029 | 0.223 | 30.384 | 0.000 |
| | | 8 | 0.347 | 0.069 | 39.809 | 0.000 |
| | | 9 | -0.032 | -0.172 | 39.890 | 0.000 |
| | | 10 | -0.409 | -0.159 | 53.438 | 0.000 |

**شكل 2.7 شكل الارتباط لـ CPIR**

4 - قيم p-values في الغالب تساوي 0.000

5 - بما أن Prob = 0.000 وهي أقل من 0.05 فإننا نرفض فرض العدم $H_0$ ونقبل الفرض البديل $H_1$.

6 - نستنتج بأن سلسلة CPIR لها جذر وحدة وليست مستقرة.

**الطريقة الرسمية - اختبار ADF**

1 - $H_0$ : السلسلة CPIR لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$ : السلسلة CPIR ليس لها جذر وحدة ومستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

من النتائج الموضحة في الشكل 3.7، نجد أن إحصائية اختبار ADF تساوي -8696612

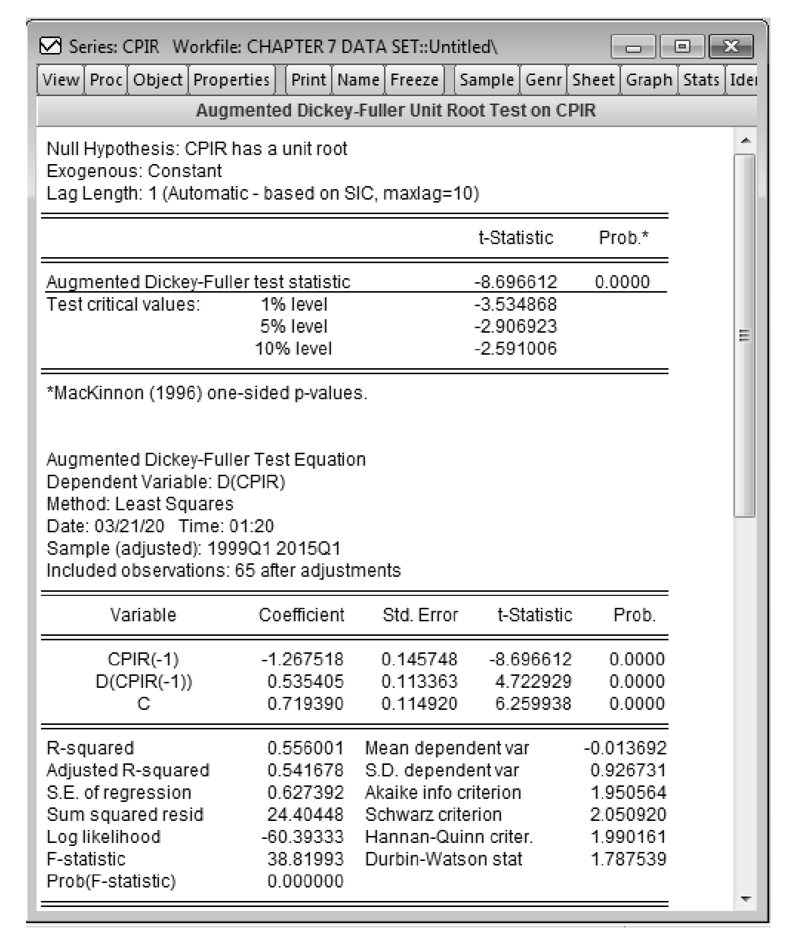
4 - مستوى الدلالة الإحصائية للاحتمال p-values = 0.0000

5 - الاحتمال Prob. = 0.0000 < 0.05 وهكذا نرفض فرضية العدم $H_0$.

6 - نستنتج أن السلسلة CPIR ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.

وبما أن منهجية BJ مبنية على افتراض وجود السلاسل الزمنية المستقرة، فإننا سنعمل على سلسلة CPIR والتي أوضحنا بالاختبارات اللازمة أنها

مستقرة. الخطوة التالية هي تحديد أي من النماذج أعلاه سوف تناسب بيانات سلسلة CPIR.



Series: CPIR Workfile: CHAPTER 7 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | Ide

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CPIR

Null Hypothesis: CPIR has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -8.696612 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.534868 | |
| | 5% level | -2.906923 | |
| | 10% level | -2.591006 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CPIR)
Method: Least Squares
Date: 03/21/20 Time: 01:20
Sample (adjusted): 1999Q1 2015Q1
Included observations: 65 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| CPIR(-1) | -1.267518 | 0.145748 | -8.696612 | 0.0000 |
| D(CPIR(-1)) | 0.535405 | 0.113363 | 4.722929 | 0.0000 |
| C | 0.719390 | 0.114920 | 6.259938 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.556001 | Mean dependent var | -0.013692 |
| Adjusted R-squared | 0.541678 | S.D. dependent var | 0.926731 |
| S.E. of regression | 0.627392 | Akaike info criterion | 1.950564 |
| Sum squared resid | 24.40448 | Schwarz criterion | 2.050920 |
| Log likelihood | -60.39333 | Hannan-Quinn criter. | 1.990161 |
| F-statistic | 38.81993 | Durbin-Watson stat | 1.787539 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**شكل 3.7 اختبار جذر الوحدة لـ CPIR**

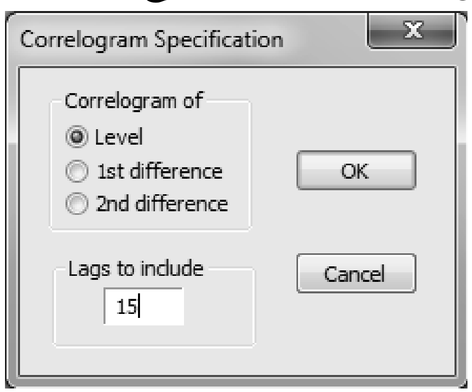
## الخطوة الثانية-التعرف Identification:

### شكل الارتباط لـ CPIR إلى 15 فترة تباطؤ

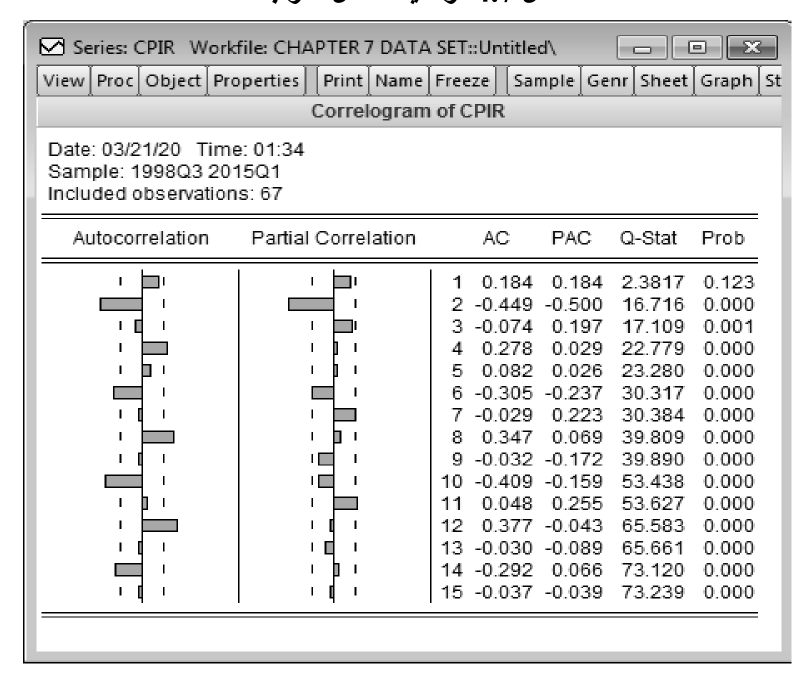
افتح بيانات CPIR في EViews واذهب إلى View. من القائمة المنسدلة اختر Correlogram. قم بتغيير رقم الفجوات الزمنية (عدد المتباطئات) إلى 15 ثم انقر على OK وكما هو موضح في الشكل 4.7.

بالنظر إلى النتائج في الشكل 5.7، نلاحظ أن الـ ACF (دالة الانحدار الذاتي)

تبين وجود ارتباط ما بين القيم الحالية لـ CPIR مع قيمها عند فترات تباطؤ مختلفة. أما الـ PACF (دالة الانحدار الذاتي الجزئي) فيظهر الارتباط ما بين المشاهدات تتباعد فيما بينها بفترات زمنية k بعد تثبيت أثر التباطؤات الوسيطة (أي التباطؤات أقل من k). هذه المنهجية تستخدم اثنان من معلمات الارتباط من أجل التعرف على النوعية المناسبة من نموذج ARMA لاستخدامها في التنبؤ.




شكل 4.7 توصيف شكل الارتباط




| Lag | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.184 | 0.184 | 2.3817 | 0.123 |
| 2 | -0.449 | -0.500 | 16.716 | 0.000 |
| 3 | -0.074 | 0.197 | 17.109 | 0.001 |
| 4 | 0.278 | 0.029 | 22.779 | 0.000 |
| 5 | 0.082 | 0.026 | 23.280 | 0.000 |
| 6 | -0.305 | -0.237 | 30.317 | 0.000 |
| 7 | -0.029 | 0.223 | 30.384 | 0.000 |
| 8 | 0.347 | 0.069 | 39.809 | 0.000 |
| 9 | -0.032 | -0.172 | 39.890 | 0.000 |
| 10 | -0.409 | -0.159 | 53.438 | 0.000 |
| 11 | 0.048 | 0.255 | 53.627 | 0.000 |
| 12 | 0.377 | -0.043 | 65.583 | 0.000 |
| 13 | -0.030 | -0.089 | 65.661 | 0.000 |
| 14 | -0.292 | 0.066 | 73.120 | 0.000 |
| 15 | -0.037 | -0.039 | 73.239 | 0.000 |

شكل 5.7 شكل الارتباط لـ CPIR (15 فترة إبطاء)

يمكننا الحصول على دالة الارتباط الذاتي (ACF) عند فترة التباطؤ k كما يلي:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{covariance\ at\ lag\ k}{Variance}$$

في التطبيق العملي، يتم حساب الـ ACF من العينة المعطاة، ويعطى الرمز $\widehat{\rho_k}$، والذي بدوره يستند على تغاير العينة عند التباطؤ k وعلى تباين العينة. طول فترة التباطؤ (عدد الفجوات الزمنية) k هو أمر يستدعي أن يحدد عن طريق استخدام بعض المعايير. يمكن أن نستخدم أحد معايير المعلومات Akaike أو Schwarz لتحديد طول فترات التباطؤ. ولكن كقاعدة عامة، يتم حساب ACF إلى حد ربع أو ثلث طول السلسلة الزمنية. مع ذلك، فإن هذه القاعدة أيضاً قد تكون غير عملية إذا كانت حجم السلسلة الزمنية كبير نسبياً. فعلى سبيل المثال إذا كان لدينا 2355 مشاهدة؛ فإن ربع هذه السلسلة سيكون 589 فترة تباطؤ، ولا يمكن عرض الـ ACF عند كل هذه التباطؤات، وإنما سنقوم فقط بفحص أول 50 تباطؤ من الـ ACF.

في مثالنا الحالي لدينا 67 مشاهدة و 15 تباطؤ ستكون كافية. الرسم البياني لـ $\widehat{\rho_k}$ مقابل k، طول فترة التباطؤ، يطلق عليه شكل الارتباط للعينة ( sample correlogram). يمكننا اختبار المعنوية الإحصائية لكل معلمة للارتباط الذاتي عن طريق حساب انحرافها المعياري. لقد بين الإحصائي Bartlett أنه إذا كانت السلسلة الزمنية عشوائية بحتة، فإن الارتباط الذاتي للعينة، $\widehat{\rho_k}$، سيكون تقريباً (أي في العينات الكبيرة) موزعاً كما يلي:

$$\hat{\rho} \sim N\left(0, \frac{1}{n}\right)$$

حجم العينة في مثالنا يساوي 67 مشاهدة، لذلك فإن التباين يساوي $1/67$ أو 0.01492 و الخطأ المعياري سيكون:

$$S.E. = \sqrt{\frac{1}{n}} = \sqrt{\frac{1}{67}} = \sqrt{0.01492} = 0.1222$$

بعد ذلك، نستخدم معادلة حدود (نطاق) الثقة للتوزيع الطبيعي القياسي، $\rho \sim (0, 1)$، والذي فيه الوسط الحسابي للمجتمع يساوي صفر والتباين يساوي 1.

معادلة حدود الثقة معطاة كما يلي:

$$\mu \pm \frac{t_{\alpha}}{2} SE$$

عند استخدام هذه المعادلة بناءً على مستوى معنوية 5%، سنتوصل إلى:

$$0 \pm 1.96 \left(\sqrt{1/n}\right)$$

وبذلك يمكن القول أن نطاق الثقة بنسبة 95% لمعلمة الارتباط الحقيقية ستكون تقريباً:

$$0 \pm 1.96\ (0.1222) = (\text{-}0.2395\ to\ 0.2395)$$

معلمات الارتباط والتي تقع خارج هذه الحدود هي معنوية إحصائية عند مستوى معنوية 5%.

بناءً على ما سبق، فإن الارتباطات في كل من AC و PAC عند التباطؤ (2) هي معنوية إحصائياً.

سنقوم في الخطوة القادمة بتوفيق نموذج AR عند المتباطئات 2.

**الخطوة الثالثة-التقدير Estimation:**

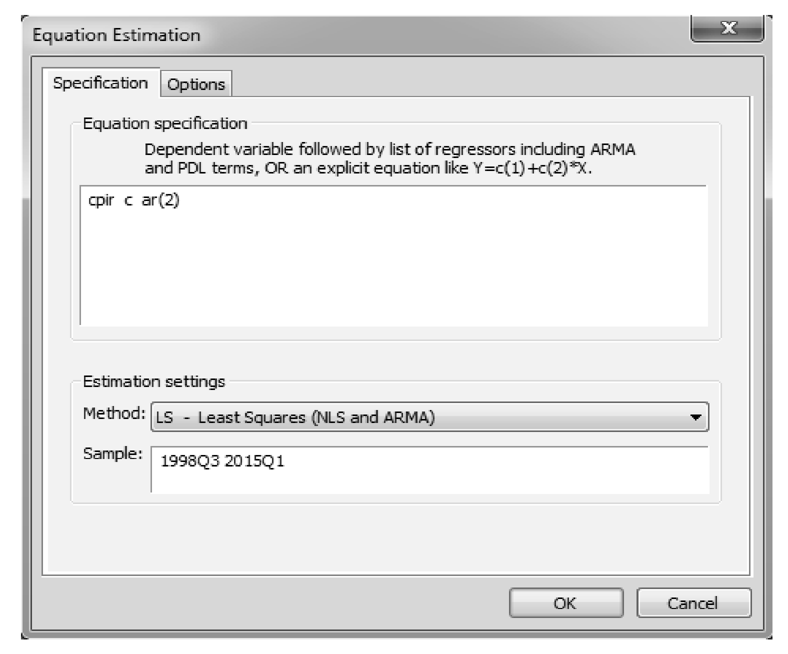
**نموذج AR**

تأسيساً على نتائج الخطوة السابقة، ننتقل إلى تقدير نموذج AR التالي:

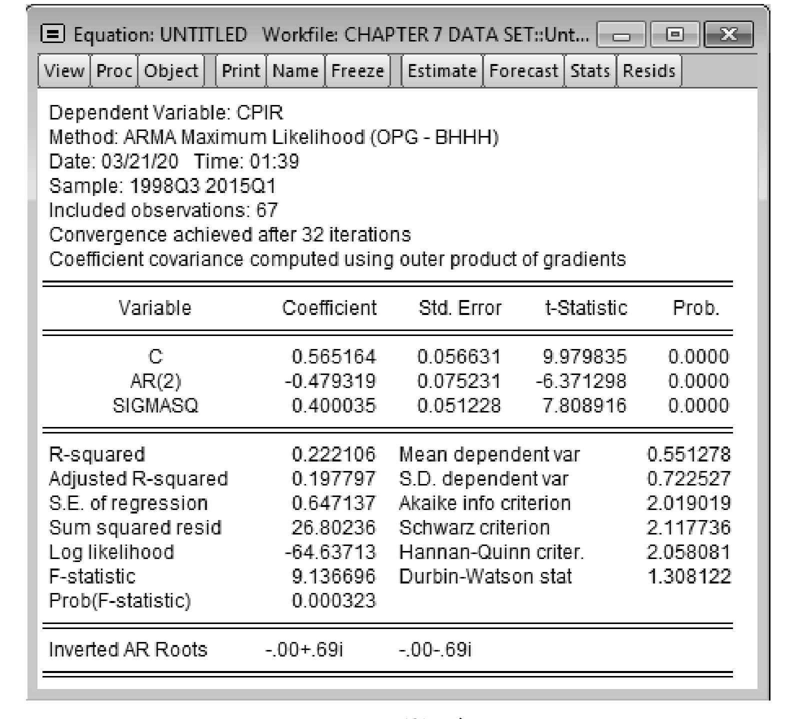
$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t\text{-}2} + u_t$$

اذهب إلى Quick-Estimate Equation ثم اكتب CPIR C AR(2) ثم انقر على OK كما هو موضح في الشكل 6.7.

ملاحظة: هنا نقوم باستخدام العينة كلها (من 1998q3 إلى 2015q1)




**شكل 6.7 تقدير معادلة ARIMA AR(2) لبيانات CPIR**



Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 7 DATA SET::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: CPIR
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/21/20 Time: 01:39
Sample: 1998Q3 2015Q1
Included observations: 67
Convergence achieved after 32 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.565164 | 0.056631 | 9.979835 | 0.0000 |
| AR(2) | -0.479319 | 0.075231 | -6.371298 | 0.0000 |
| SIGMASQ | 0.400035 | 0.051228 | 7.808916 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.222106 | Mean dependent var | 0.551278 |
| Adjusted R-squared | 0.197797 | S.D. dependent var | 0.722527 |
| S.E. of regression | 0.647137 | Akaike info criterion | 2.019019 |
| Sum squared resid | 26.80236 | Schwarz criterion | 2.117736 |
| Log likelihood | -64.63713 | Hannan-Quinn criter. | 2.058081 |
| F-statistic | 9.136696 | Durbin-Watson stat | 1.308122 |
| Prob(F-statistic) | 0.000323 | | |

| | | |
|---|---|---|
| Inverted AR Roots | -.00+.69i | -.00-.69i |

**شكل 7.7 نتائج نموذج ARIMA AR(2) لـ CPIR**

Equation Estimation

Specification | Options

Equation specification

Dependent variable followed by list of regressors including ARMA and PDL terms, OR an explicit equation like Y=c(1)+c(2)*X.

cpir c ma(2)

Estimation settings

Method: LS - Least Squares (NLS and ARMA)

Sample: 1998Q3 2015Q1

OK | Cancel

**شكل 8.7 تقدير معادلة ARIMA MA(2) لـ CPIR**

من خلال النتائج نلاحظ أن معلمة الـ AR(2) هي معنوية إحصائياً (p-value: 0.0000). لذلك فإن هذا النموذج هو مرشح لمزيد من الفحص. نقوم بأخذ ملاحظات عن نوعين من المعايير لنتائج AR(2):

| | |
|---|---|
| Akaike info criterion | 2.019019 |
| Schwarz criterion | 2.117736 |

**ملاحظات:**

1- هذه العملية قد تتضمن عدة خطوات لغرض الحصول على معلمات الـ AR ذات المعنوية الإحصائية في نموذج الانحدار النهائي. كل الارتباطات المعنوية التي وجدت من خلال شكل الارتباط للسلسلة ينبغي أن تستخدم في الانحدار الأول لـ AR، ثم نقوم باستبعاد الـ ARs غير المعنوية احصائياً ونقوم بإعادة تقدير النموذج باستخدام الـ ARs المعنوية فقط. هذه العملية ستستمر حتى نصل إلى الإنحدار النهائي لـ AR ونستخدم

هذا الأخير في عملية التنبؤ إذا رأينا أن هذا النموذج هو المفضل عن غيره من النماذج أدناه.

2 - افترض أننا قمنا بإجراء الانحدار لأثنين من النماذج من أجل الحصول على ARs ذات معنوية إحصائية، وكان لزاماً علينا أن نختار من بين هذه النماذج. لأجل تقرير أي من النماذج هو المناسب والمفضل على النموذج الآخر؛ نستعين بأحد معايير المعلومات Akaika أو Schwarz لتحديد الاختيار الأفضل. وهنا ينبغي أن نتذكر أنه عند النظر إلى معايير المعلومات، نقوم باختيار الأقل قيمة من هذه المعايير.

Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 7 DATA SET::Un...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: CPIR
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/21/20 Time: 15:57
Sample: 1998Q3 2015Q1
Included observations: 67
Convergence achieved after 39 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.569267 | 0.052815 | 10.77847 | 0.0000 |
| MA(2) | -0.433509 | 0.084323 | -5.141059 | 0.0000 |
| SIGMASQ | 0.419422 | 0.055592 | 7.544659 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.184406 | Mean dependent var | 0.551278 |
| Adjusted R-squared | 0.158919 | S.D. dependent var | 0.722527 |
| S.E. of regression | 0.662633 | Akaike info criterion | 2.064766 |
| Sum squared resid | 28.10129 | Schwarz criterion | 2.163484 |
| Log likelihood | -66.16967 | Hannan-Quinn criter. | 2.103829 |
| F-statistic | 7.235227 | Durbin-Watson stat | 1.320061 |
| Prob(F-statistic) | 0.001469 | | |

| | | |
|---|---|---|
| Inverted MA Roots | .66 | -.66 |

**شكل 9.7 نتائج نموذج ARIMA MA(2) لـ CPIR**

ينبغي علينا أن نؤكد من جديد على أن قرار اختيار نموذج AR المفضل هو عملية تجريبية. فنحن نقوم باستخدام كل ARs ذا معنوية إحصائية من جدول شكل الارتباط Correlogram Table ، ثم بمحاولة الحصول على نموذج AR والذي فيه أغلب معلمات الارتباط الذاتي معنوية احصائياً، وبذلك، فإن

هذا النموذج سيكون هو النموذج المرشح لمزيد من الاعتبارات والفحوصات.

**نموذج MA**

نقوم باستخدام حدود MA عند فترتين تباطؤ (lag 2)، كما فعلنا في نموذج AR أعلاه. وبذلك فنحن بصدد استعراض نموذج MA التالي:

$$Y_t = C_0 + C_1 u_{t\text{-}2}$$

اذهب إلى Quick-Estimate ثم اكتب CPIR C MA(2) ثم انقر OK (الشكل 8.7).

تذكر أننا نقوم باستخدام العينة كلها (من 1998q3 إلى 2015q1).

بالنظر إلى النتائج الموضحة في الشكل 9.7، نجد أن معلمة MA(2) معنوية إحصائياً عند مستوى معنوية 5% (p-value = 0.0000). هذه النتائج تجعل من هذا النموذج مرشحاً لمزيد من الاعتبار.

**ملاحظات:**

إن الملاحظات التي سبق ذكرها، والمتعلقة بنموذج AR، يجب أن يتم الأخذ بها في الاعتبار أيضاً في حالة نموذج MA.

نقوم بأخذ ملاحظات عن نوعين من المعايير لنتائج MA(2):

| | |
|---|---|
| Akaike info criterion | 2.064766 |
| Schwarz criterion | 2.163484 |

**أي من هذه النماذج ينبغي أن نختار؟ هل هو AR(2) أم MA(2)؟**

نقوم بمقارنة معايير المعلومات لنتائج النموذجين وكالتالي:

من نتائج نموذج AR(2) وجدنا المعيارين:

| | |
|---|---|
| Akaike info criterion | 2.019019 |
| Schwarz criterion | 2.117736 |

ومن نتائج نموذج MA(2) وجدنا قيم المعيارين كما يلي:

| | |
|---|---|
| Akaike info criterion | 2.064766 |
| Schwarz criterion | 2.163484 |

ولأننا نختار النموذج الذي له أقل قيمة من هذه المعايير؛ فإننا نجد في هذه الحالة أن نموذج AR(2) له الأفضلية على نموذج MA(2)، على الرغم من عدم وجود فرق كبير في قيم المعيارين في النموذجين.

**نموذج ARMA**

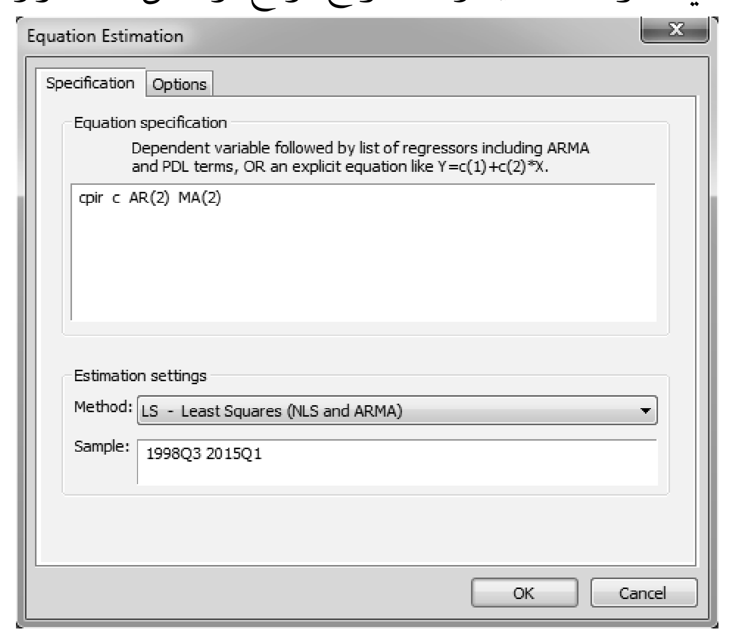
نقوم الآن بتطوير نموذج باستخدام حدود كلاً من AR و MA معاً. نجري انحداراً لكل معلمات الارتباط المعنوية لكلٍ من AR و MA. الهدف من ذلك هو إيجاد نموذج ARMA لديه معلمات ذات أعلى معنوية محتملة. لتحقيق هذا الغرض نقوم بإجراء بعض التجارب للحصول على أفضل نموذج.

**التجربة الأولى:**

اذهب إلى Quick-Estimate Equation ثم اكتب CPIR C AR(2) MA(2) ثم انقر OK.

تذكر أننا نستخدم العينة بالكامل (الشكل 10.7 و الشكل 11.7)

من جدول النتائج (الشكل 11.7) يتضح لنا أن معلمات كلٍ من AR(2) و MA(2) هي معنوية إحصائياً، وأن النموذج مرشح لمزيد من الاعتبار والفحص.




**شكل 10.7 تقدير معادلة ARIMA AR(2) MA(2) لـ CPIR**

Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 7 DATA SET::Untitl...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: CPIR
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/21/20 Time: 16:20
Sample: 1998Q3 2015Q1
Included observations: 67
Convergence achieved after 66 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.559509 | 0.087988 | 6.358954 | 0.0000 |
| AR(2) | -0.991233 | 0.036835 | -26.91013 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.904434 | 0.128991 | 7.011597 | 0.0000 |
| SIGMASQ | 0.347670 | 0.055276 | 6.289668 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.323933 | Mean dependent var | 0.551278 |
| Adjusted R-squared | 0.291739 | S.D. dependent var | 0.722527 |
| S.E. of regression | 0.608066 | Akaike info criterion | 1.937031 |
| Sum squared resid | 23.29391 | Schwarz criterion | 2.068654 |
| Log likelihood | -60.89053 | Hannan-Quinn criter. | 1.989114 |
| F-statistic | 10.06199 | Durbin-Watson stat | 1.408796 |
| Prob(F-statistic) | 0.000017 | | |

| | | |
|---|---|---|
| Inverted AR Roots | -.00+1.00i | -.00-1.00i |
| Inverted MA Roots | -.00+.95i | -.00-.95i |

**شكل 11.7 نتائج نموذج ARIMA AR(2) MA(2) لـ CPIR**

نقوم بأخذ ملاحظات عن نوعين من المعايير لنتائج نموذج ARMA(2):

| | |
|---|---|
| Akaike info criterion | 1.937031 |
| Schwarz criterion | 2.068654 |

**أي من هذه النماذج ينبغي أن نختار؟**

AR(**2**) أو MA(**2**) أو[ARMA[AR(**2**), MA(**2**)

نقوم بمقارنة معايير المعلومات وكالتالي:

من نتائج نموذج AR(2) وجدنا المعيارين:

| | |
|---|---|
| Akaike info criterion | 2.019019 |
| Schwarz criterion | 2.117736 |

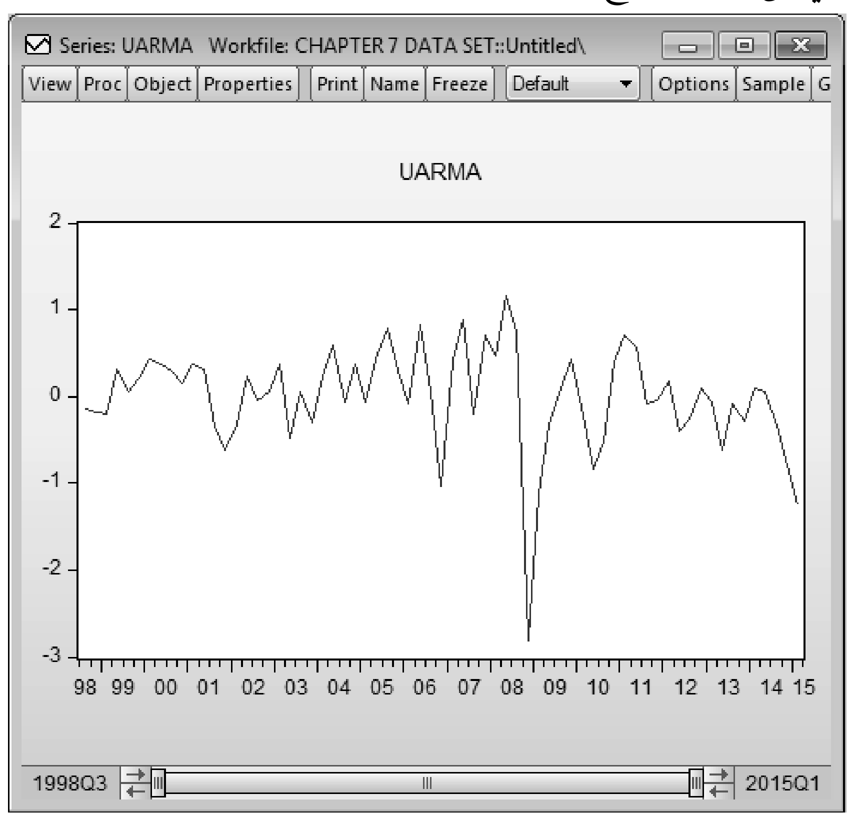
من نتائج (2)MA وجدنا المعيارين:

| | |
|---|---|
| Akaike info criterion | 2.064766 |
| Schwarz criterion | 2.163484 |

من نتائج ARMA لدينا المعيارين:

| | |
|---|---|
| Akaike info criterion | 1.937031 |
| Schwarz criterion | 2.068654 |

النموذج الذي له أقل قيمة من معاييرAkaika و Schwarz هو نموذج ARMA، لذلك سيتم اختيار نموذج ARMA على نماذج AR و MA، على الرغم من عدم وجود فرق كبير في قيم المعيارين بين النماذج. نقوم باختبار البواقي من نموذج ARMA وذلك للتأكد من عدم وجود جذر الوحدة وذلك يعني أن البواقي من هذا النموذج عشوائية وأنها مستقرة.




شكل 12.7 الشكل البياني لبواقي ARMA

**الخطوة الرابعة-الفحص التشخيصي Diagnostic checking:**

نقوم بإجراء الانحدار لنموذج ARMA مرة أخرى ثم نقوم بحفظ البواقي لهذا الانحدار.

من نافذة نتائج ARMA في EViews، اذهب إلى Quick-Generate series ثم اكتب UARMA = RESID ثم انقر OK.

افتح بيانات UARMA من ملف العمل. اذهب إلى View ثم اختر Graph وانقر OK.

بالنظر إلى الشكل 12.7 نلاحظ أن البواقي في هذا النموذج مستقرة.

**الطريقة الرسمية - اختبار ADF**

1 - H0 : **البواقي لها جذر وحدة وليست مستقرة.**

2 - H1 : البواقي ليس لها جذر وحدة ومستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

من النتائج الموضحة في الشكل 13.7، نجد أن إحصائية اختبار ADF تساوي -5.776453

4 - مستوى الدلالة الإحصائية للاحتمال p-values = 0.0000

5 - الاحتمال Prob. = 0.0000 < 0.05 وهكذا نرفض فرضية العدم $H_0$.

6 - نستنتج أن البواقي ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.

البواقي من هذا الانحدار هي موزعة بشكل عشوائي ومستقرة.

**الخطوة الخامسة-التنبؤ مع نموذج ARMA Forecasting with ARMA model:**

عندما يتم توفيق النموذج المحدد نستطيع استخدامه بعد ذلك في التنبؤ. هناك نوعين من التنبؤ: ساكن static وديناميكي dynamic.

Series: UARMA Workfile: CHAPTER 7 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on UARMA

Null Hypothesis: UARMA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -5.776453 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.533204 | |
| | 5% level | -2.906210 | |
| | 10% level | -2.590628 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(UARMA)
Method: Least Squares
Date: 03/21/20 Time: 16:34
Sample (adjusted): 1998Q4 2015Q1
Included observations: 66 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| UARMA(-1) | -0.719096 | 0.124488 | -5.776453 | 0.0000 |
| C | -0.005959 | 0.071465 | -0.083377 | 0.9338 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.342696 | Mean dependent var | -0.016664 |
| Adjusted R-squared | 0.332426 | S.D. dependent var | 0.710342 |
| S.E. of regression | 0.580386 | Akaike info criterion | 1.779589 |
| Sum squared resid | 21.55829 | Schwarz criterion | 1.845942 |
| Log likelihood | -56.72643 | Hannan-Quinn criter. | 1.805808 |
| F-statistic | 33.36741 | Durbin-Watson stat | 1.829169 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

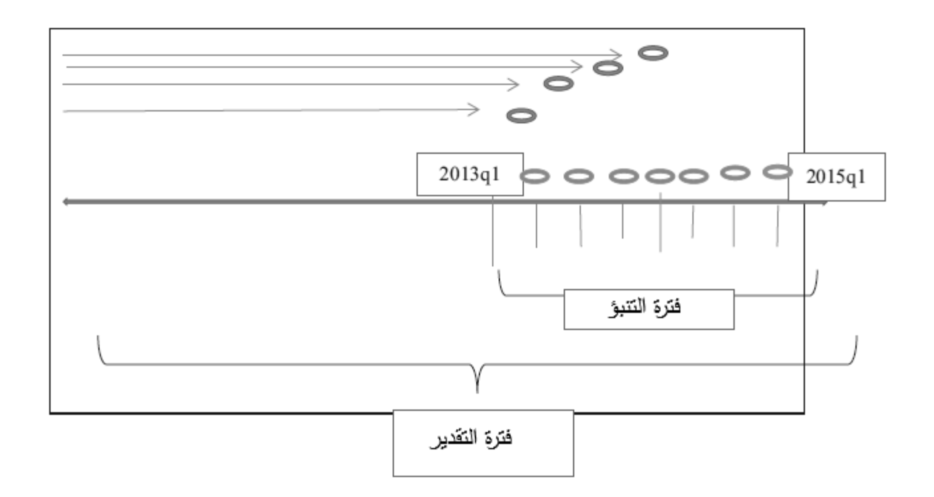
**شكل اختبار جذر الوحدة لـ UARMA**

## التنبؤ الساكن:

في التنبؤ الساكن نقوم باستخدام القيم الحالية والقيم المتباطئة للمتغير المتنبأ به، الدوائر الزرقاء في المخطط أدناه.

## التنبؤ الديناميكي:

في التنبؤ الديناميكي، بعد التنبؤ بالفترة الأولى، نقوم باستخدام القيم المتنبأ بها مسبقاً للمتغير المتنبأ به، الدوائر الحمراء في المخطط أدناه.



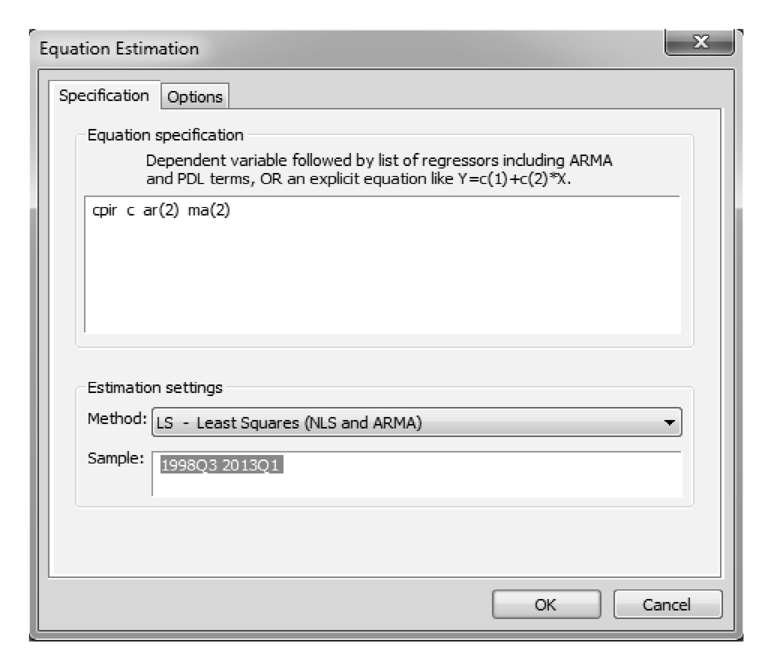

### 1 - التنبؤ الديناميكي:

لقد وجدنا أن النموذج الأمثل لأغراض التنبؤ هو نموذج ARMA(2). نقوم بتقدير النموذج كما هو موضح أدناه.

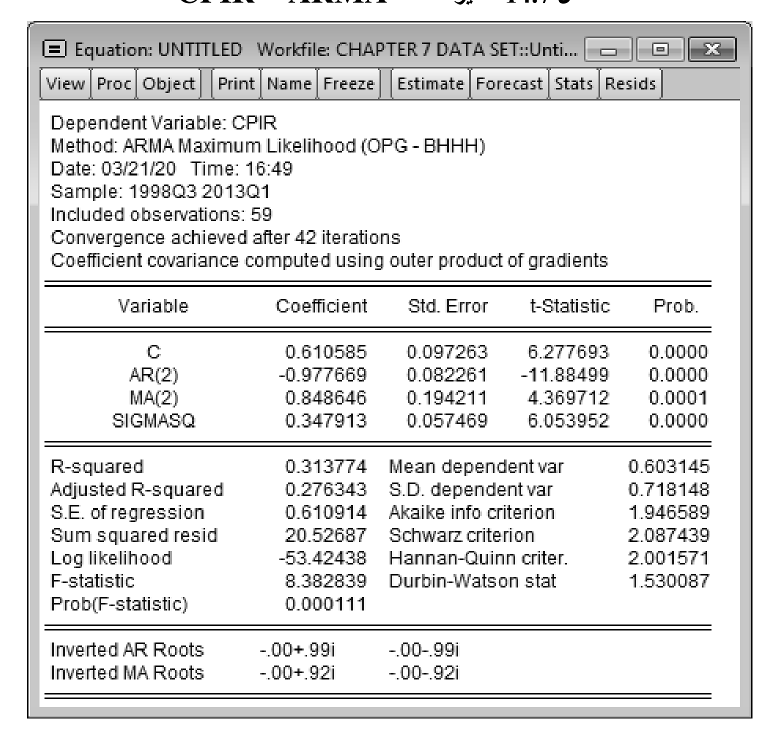
**اذهب إلى** Quick Estimation Equation **ثم اكتب** CPIR C AR(**2**) MA(**2**)

قم بتغيير فترة العينة إلى فترة التنبؤ: 1998q3- 2013q3 وكما هو مبين في الشكل 14.7. انقر OK للحصول على نتائج الانحدار في الشكل 15.7. من القائمة في نافذة نتائج الانحدار انقر على Forecast واختر Dynamic تحت Method كما هو مبين في الشكل 16.7. اكتب اسم السلسلة cpirfulldynamic، ثم قم بتغيير عينة التنبؤ إلى فترة التنبؤ: 2013q1 2015q1 ثم انقر OK.

بالنظر إلى ملف العمل نلاحظ أن EViews ينتج لنا وبشكل تلقائي المتغير: cpirfulldynamic ليضاف إلى قائمة المتغيرات كما هو مبين في الشكل 17.7.




شكل 14.7 تقدير معادلة ARMA لـ CPIR


Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 7 DATA SET::Unti...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: CPIR
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/21/20 Time: 16:49
Sample: 1998Q3 2013Q1
Included observations: 59
Convergence achieved after 42 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.610585 | 0.097263 | 6.277693 | 0.0000 |
| AR(2) | -0.977669 | 0.082261 | -11.88499 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.848646 | 0.194211 | 4.369712 | 0.0001 |
| SIGMASQ | 0.347913 | 0.057469 | 6.053952 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.313774 | Mean dependent var | 0.603145 |
| Adjusted R-squared | 0.276343 | S.D. dependent var | 0.718148 |
| S.E. of regression | 0.610914 | Akaike info criterion | 1.946589 |
| Sum squared resid | 20.52687 | Schwarz criterion | 2.087439 |
| Log likelihood | -53.42438 | Hannan-Quinn criter. | 2.001571 |
| F-statistic | 8.382839 | Durbin-Watson stat | 1.530087 |
| Prob(F-statistic) | 0.000111 | | |

| | | |
|---|---|---|
| Inverted AR Roots | -.00+.99i | -.00-.99i |
| Inverted MA Roots | -.00+.92i | -.00-.92i |

شكل 15.7 نتائج جديدة لنموذج ARIMA AR(2) MA(2) لـ CPIR

Forecast

Forecast of
Equation: UNTITLED Series: CPIR

Series names
Forecast name: cpirfulldynamic
S.E. (optional):
GARCH(optional):

Method
Dynamic forecast
Static forecast
Structural (ignore ARMA)
Coef uncertainty in S.E. calc
Stochastic simulation
Repetitions: 1000
Failed reps prop. before halting: .02

Forecast sample
2013q3 2015q1

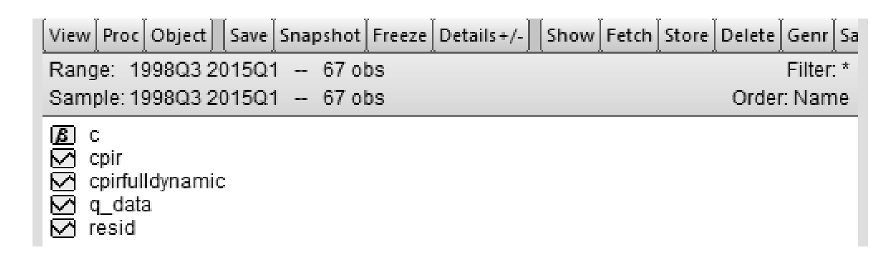
Output
Forecast graph
Forecast evaluation

Insert actuals for out-of-sample observations

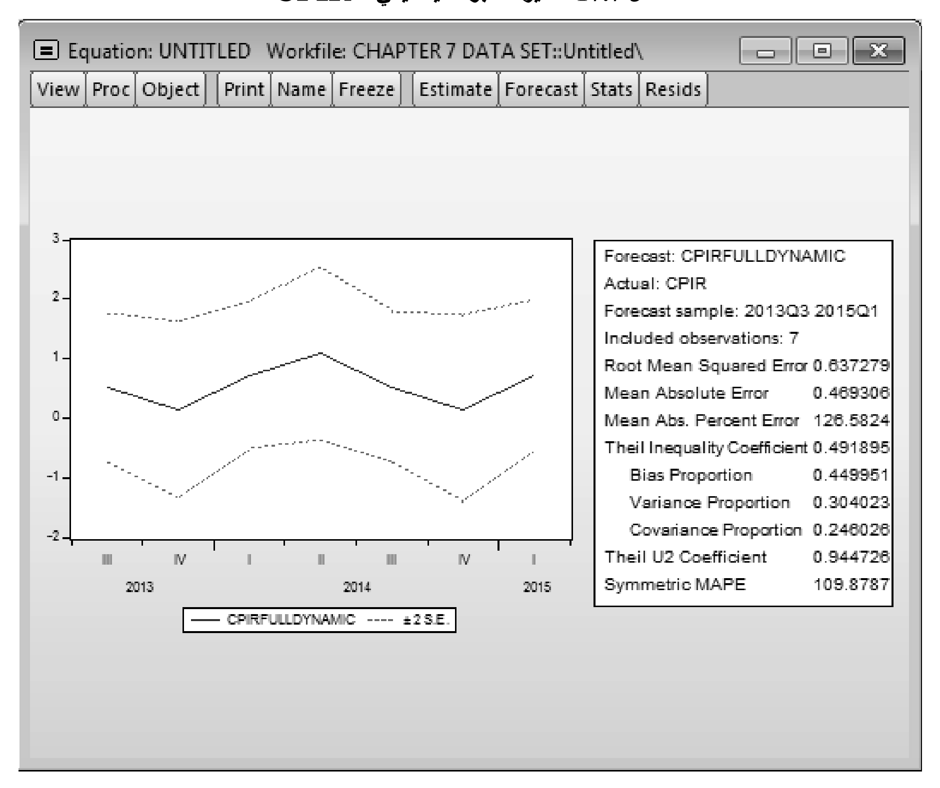
OK Cancel

**شكل 16.7 التنبؤ الديناميكي لـ CPIR**

يوفر EViews رسم بياني لفترة التنبؤ مع جدول تلخيصي كما هو مبين في الشكل 18.7. وفقاً لهذا الرسم البياني فإن الخط الأزرق المتصل يمثل خط التنبؤ والخطوط المتقطعة تمثل فترات (نطاقات) الثقة لهذه الفترة. هذا الشكل يعطي القيم الفعلية والمتنبأ بها لـ CPIR، وكذلك نطاق الثقة للتنبؤ. الجدول المكمل يعطي بعض المقاييس لجودة التنبؤ التي سبق ذكرها والتي تتضمن: **الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ** (Root mean square error)، **متوسط القيم المطلقة للخطأ** (Mean absolute error)، **متوسط نسب القيم المطلقة للخطأ** (Mean absolute percentage error)، **ومعامل عدم التساوي لثايل** (The Theil inequality coefficient).




شكل 17.7 متغير التنبؤ الديناميكي لـ CPIR




شكل 18.7 الشكل البياني للتنبؤ الديناميكي لـ CPIR

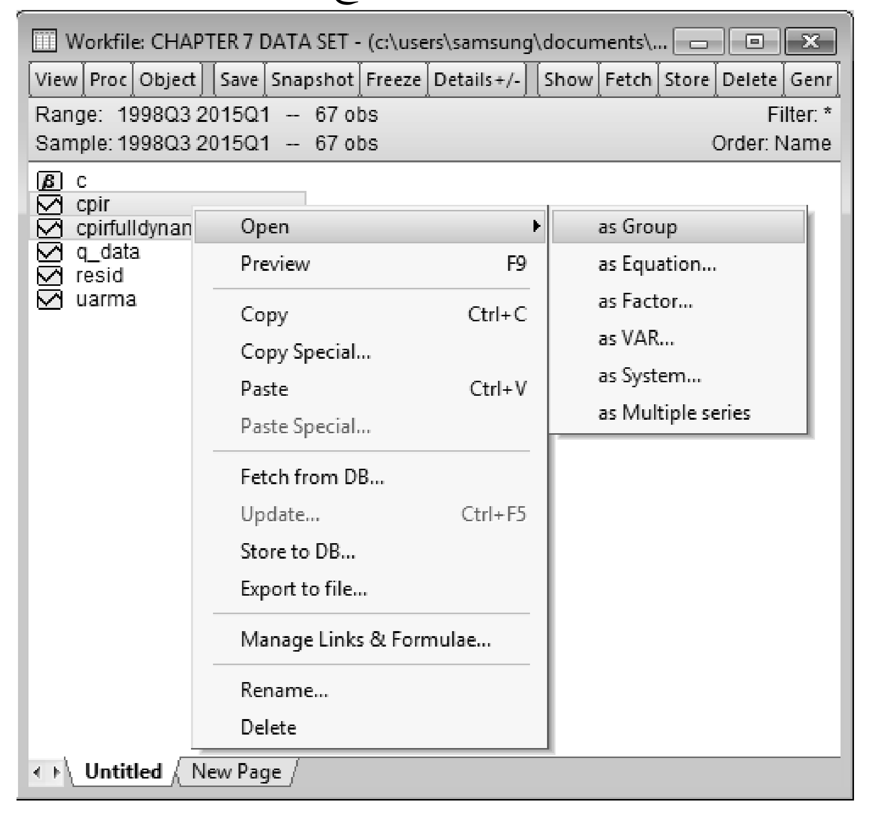
من الجدول في الشكل 18.7 نلاحظ أن قيمة معامل عدم التساوي لثايل صغيرة، مما يدلل على جودة النموذج الموفق في التنبؤ.

للحصول على رؤية دقيقة لعملية التنبؤ نتبع الخطوات التالية: قم بتحديد (تظليل)أسماء المتغيرات cpir و cpirfulldynamic وبالنقر على زر الفأرة الأيمن واختر Open ومن القائمة اختر as Group كما هو موضح في الشكل 19.7.

عند الحصول على نافذة سلاسل البيانات، اذهب إلى View واختر Graph كما هو مبين في الشكل 20.7.

الشكل 21.7 يبين بدقة حركة كلٍ من بيانات CPIR الواقعية (باللون الأحمر) وخط التنبؤ (باللون الأزرق). نلاحظ أن خط التنبؤ يكون صحيح عندما للتباطؤ بمقدار فترتين من الزمن ولكنه ينحرف بعد ذلك. هذا يؤكد من جديد المعنوية الإحصائية لمعلمات AR(2) و MA(2) في نموذج ARMA.

وللحصول على فكرة أفضل عن هذه النتائج، نقوم بتوسيع الفترة من سنتين إلى ثلاثة سنوات وكما يلي: اذهب إلى الجزء الخاص بكتابة الأوامر في EViews واكتب: smpl 2012q3 2015q1 ، ثم اضغط المفتاح Enter. نتحصل على الشكل 22.7 والذي يؤكد من جديد النتائج أعلاه.




**شكل 19.7 اختيار Open as Group**

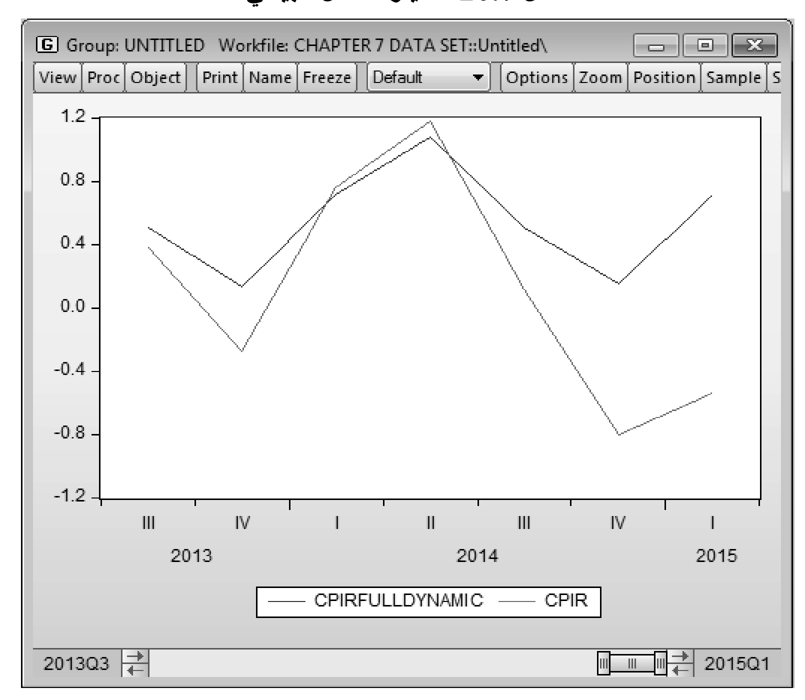
Group: UNTITLED Workfile: CHAPTER 7 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Default | Sort | Edit+/- | Smpl+/- | Compare+/-

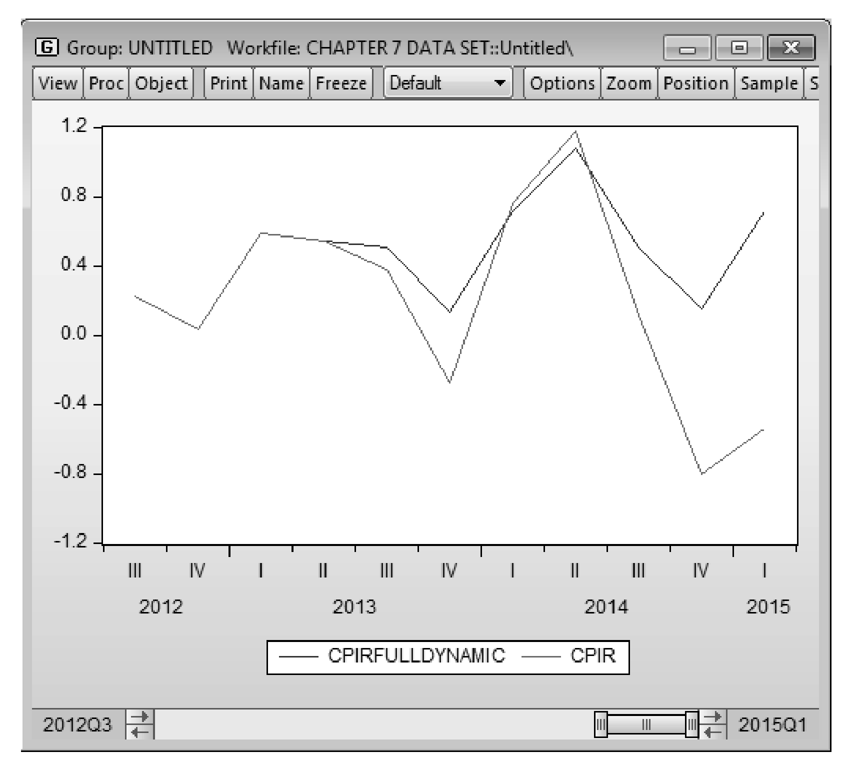
Group Members
Spreadsheet
Dated Data Table
Graph...
Descriptive Stats
Covariance Analysis...
N-Way Tabulation...
Tests of Equality...
Principal Components...
Correlogram (1) ...
Cross Correlation (2) ...
Long-run Covariance...
Unit Root Test...
Cointegration Test
Granger Causality...
Label

ULLD...
89105
46797
86257
72053
21741
17899
90491
59239
95807
39187
57671
43445
31431
81268
57277
86753
26321
13769
11960
64299
90018
18060

**شكل 20.7 اختيار الشكل البياني**




**شكل 21.7 التمثيل البياني المتعدد**




**شكل 22.7 تمثيل بياني متعدد (تغيير في الفترة الزمنية)**

## 2 - التنبؤ الساكن:

بالعودة إلى نتائج نموذج ARMA لفترة التنبؤ في الشكل 15.7؛ ومن القائمة الرئيسية في نافذة النتائج اختر Forecast. تحت Method اختر Static forecast. قم بتغيير اسم السلسلة في الخانة forecast name إلى cpirfullstatic. قم بتغيير عينة التنبؤ إلى فترة التنبؤ: 2013q1 2015q1 ثم انقر OK كما هو مبين في الشكل 23.7.

بالنظر إلى ملف العمل نلاحظ أن EViews ينتج لنا وبشكل تلقائي المتغير: cpirfullstatic ليضاف إلى قائمة المتغيرات كما هو مبين في الشكل 24.7.

يوفر EViews رسم بياني لفترة التنبؤ مع جدول تلخيصي كما هو مبين في الشكل 7.25 وفقاً لهذا الرسم البياني فإن الخط الأزرق المتصل يمثل خط التنبؤ والخطوط المتقطعة تمثل فترات (نطاقات) الثقة لهذه الفترة.

Forecast

Forecast of
Equation: UNTITLED Series: CPIR

Series names
Forecast name: cpirfullstatisc
S.E. (optional):
GARCH(optional):

Method
Dynamic forecast
Static forecast
Structural (ignore ARMA)
Coef uncertainty in S.E. calc

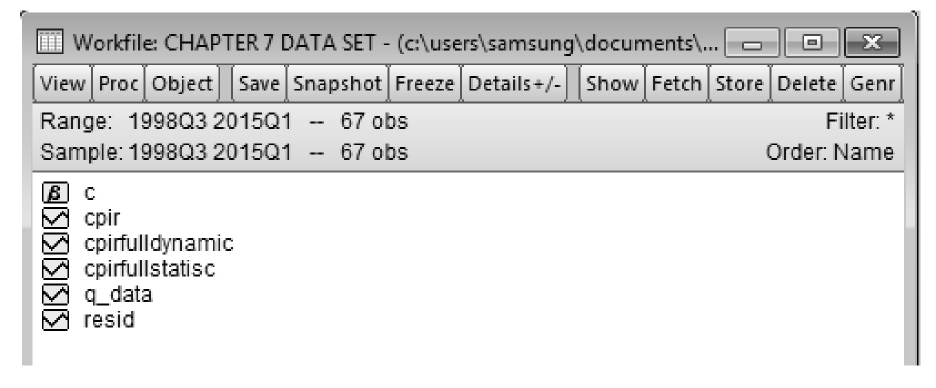
Forecast sample
2013q3 2015q1

Insert actuals for out-of-sample observations

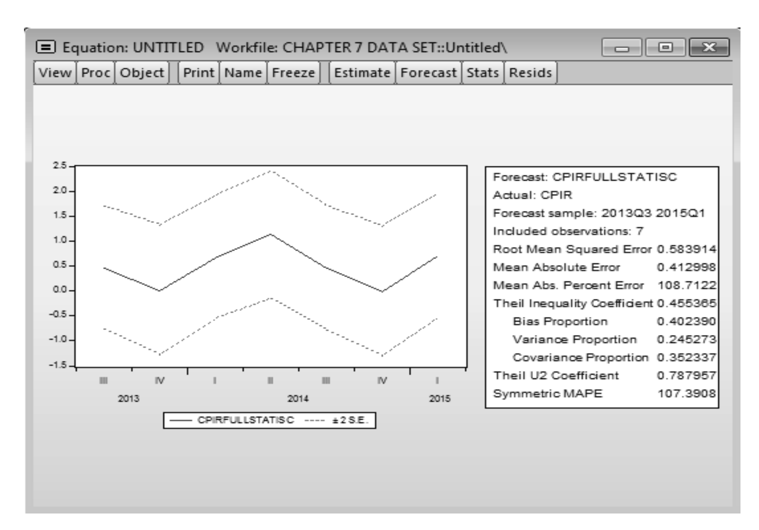
Output
Forecast graph
Forecast evaluation

OK Cancel

**شكل 23.7 التنبؤ الساكن**

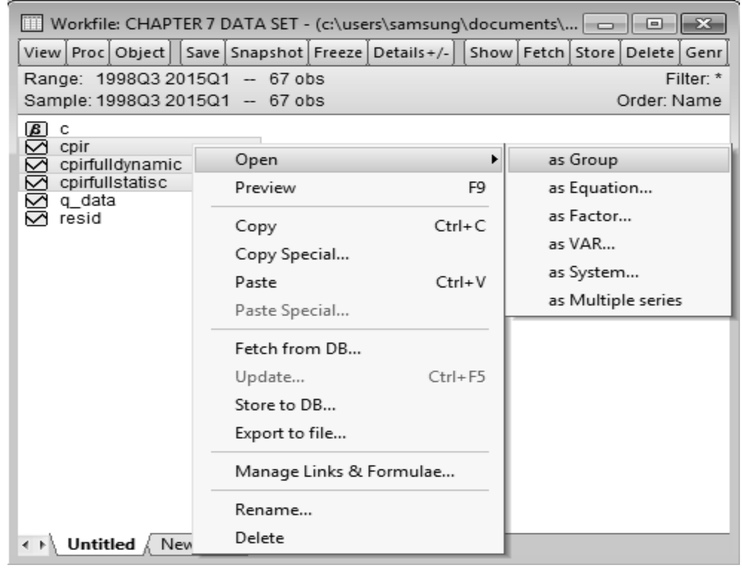



**شكل 24.7 إضافة متغير جديد لقائمة البيانات**

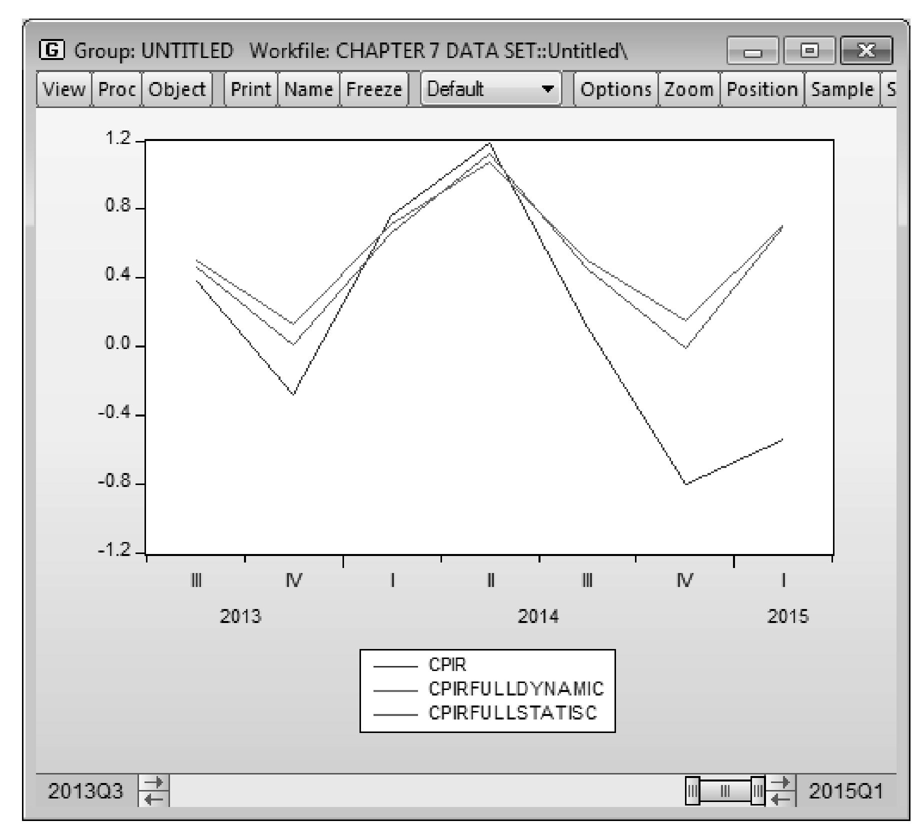



**شكل 25.7 التمثيل البياني للتنبؤ الساكن لـ cpir**

للحصول على رؤية دقيقة لعملية التنبؤ نتبع الخطوات التالية: قم بتحديد (تظليل) أسماء المتغيرات cpir وcpirfullstatic وcpirfulldynamic ثم انقر على زر الفأرة الأيمن واختر Open ومن القائمة اختر as Group كما هو موضح في الشكل 26.7. عند الحصول على نافذة سلاسل البيانات، اذهب إلى View واختر Graph كما هو مبين في الشكل 20.7، لكي نتحصل على التمثيل البياني في الشكل 27.7.

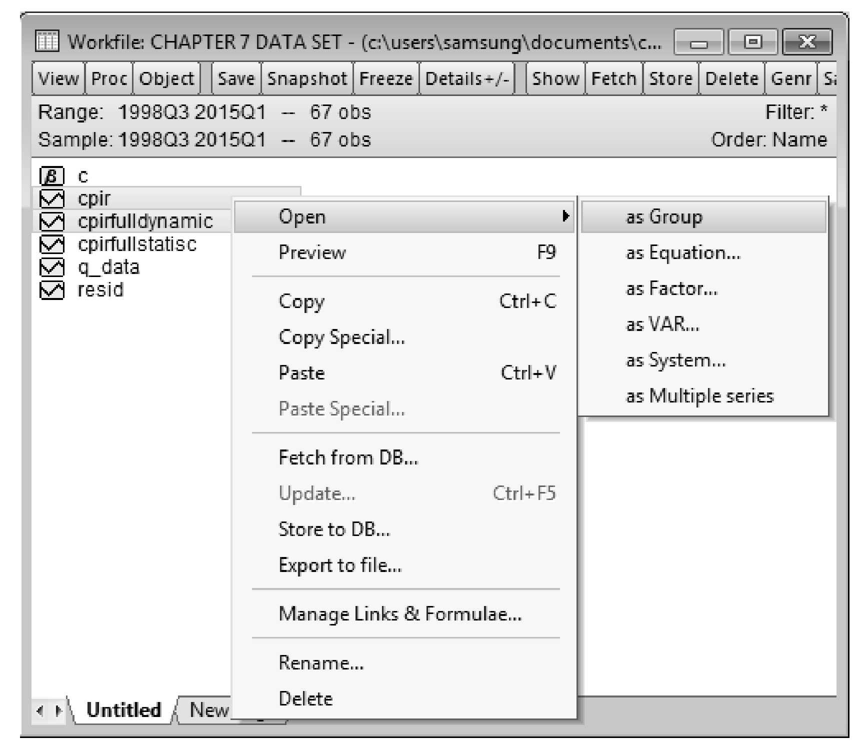



**شكل 26.7 فتح البيانات كمجموعة**




**شكل 27.7 مقارنة التنبؤات بالقيم الفعلية**

الشكل البياني أعلاه يبين بدقة حركة كلٍ من بيانات CPIR الواقعية (باللون الأزرق) وخط التنبؤ الديناميكي (باللون الأحمر)، وخط التنبؤ الساكن (باللون الأخضر) نلاحظ أن خط التنبؤ يكون صحيح عندما **للتباطؤ** بمقدار فترتين من الزمن ولكنه ينحرف بعد ذلك. هذا يؤكد من جديد المعنوية الإحصائية لمعلمات AR(2) و MA(2) في نموذج ARMA.




**شكل 28.7 فتح البيانات كمجموعة**

### 3 – المقارنة ما بين فترة التنبؤ الديناميكي وفترة العينة بالكامل:

اذهب إلى قائمة المتغيرات بملف العمل وقم بتحديد (تظليل) المتغيرات cpir وcpirfulldynamic ثم انقر على زر الفأرة الأيمن واختر Open ومن القائمة اختر as Group كما هو موضح في الشكل 28.7.

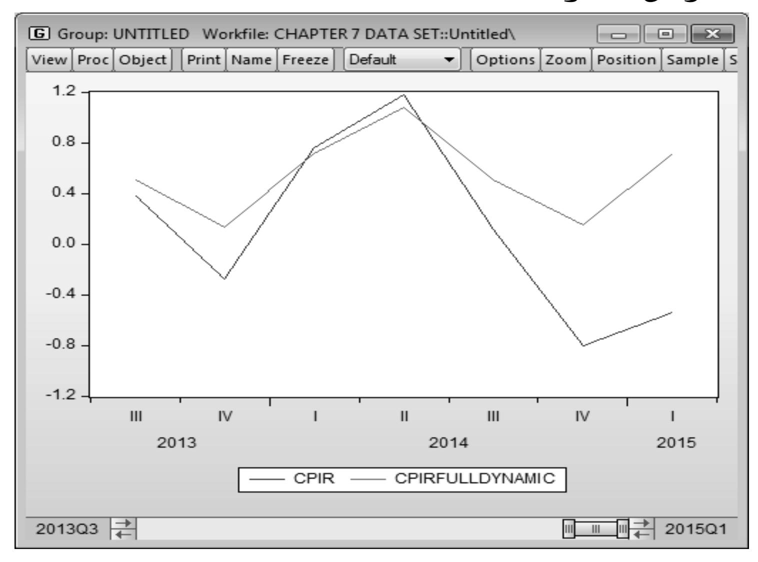
عند الحصول على نافذة سلاسل البيانات، اذهب إلى View واختر Graph كما هو مبين في الشكل 20.7، لكي نتحصل مرة أخرى على التمثيل البياني في الشكل 29.7.

بعد ذلك اذهب إلى الجزء الخاص بكتابة الأوامر في واجهة EViews واكتب: smpl @all ثم اضغط Enter:

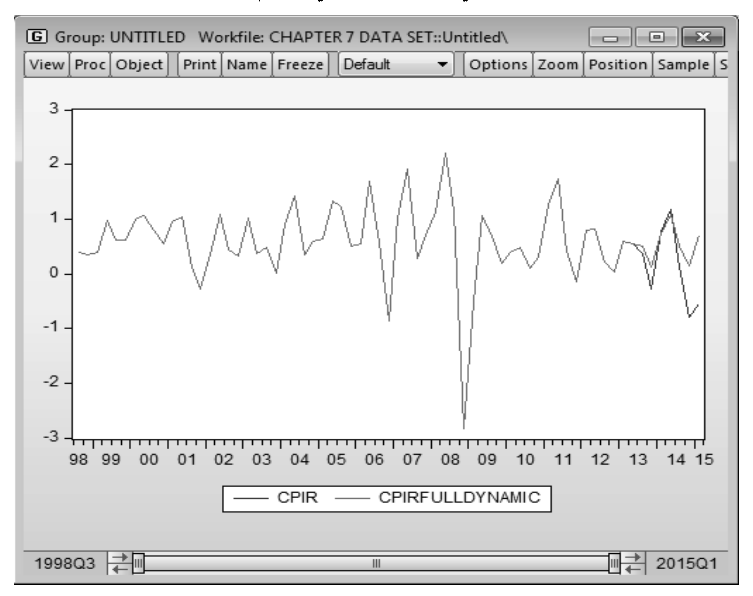
Command

```
smpl 2012q3 2015q1
smpl @all
```

هذا يعطينا الشكل البياني للفترة بالكامل بما فيها فترة التنبؤ (الشكل 30.7)، والذي من خلاله نلاحظ أن الفترات الأخيرة هي ملائمة للتنبؤ في هذه الحالة. التباعد (الاختلاف) الكبير خلال 2008-2009 قد لا تكون فترة مناسبة لأغراض التنبؤ.



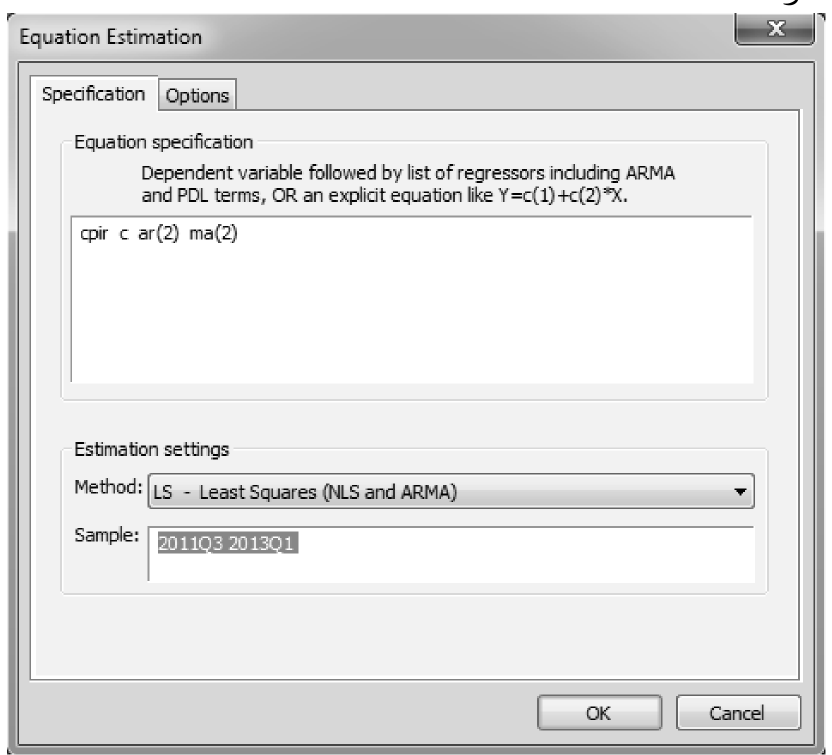

شكل 29.7 التمثيل البياني للتنبؤ الديناميكي والقيم الحقيقية لـ CPIR




شكل 30.7 التنبؤ في مقابل الواقع

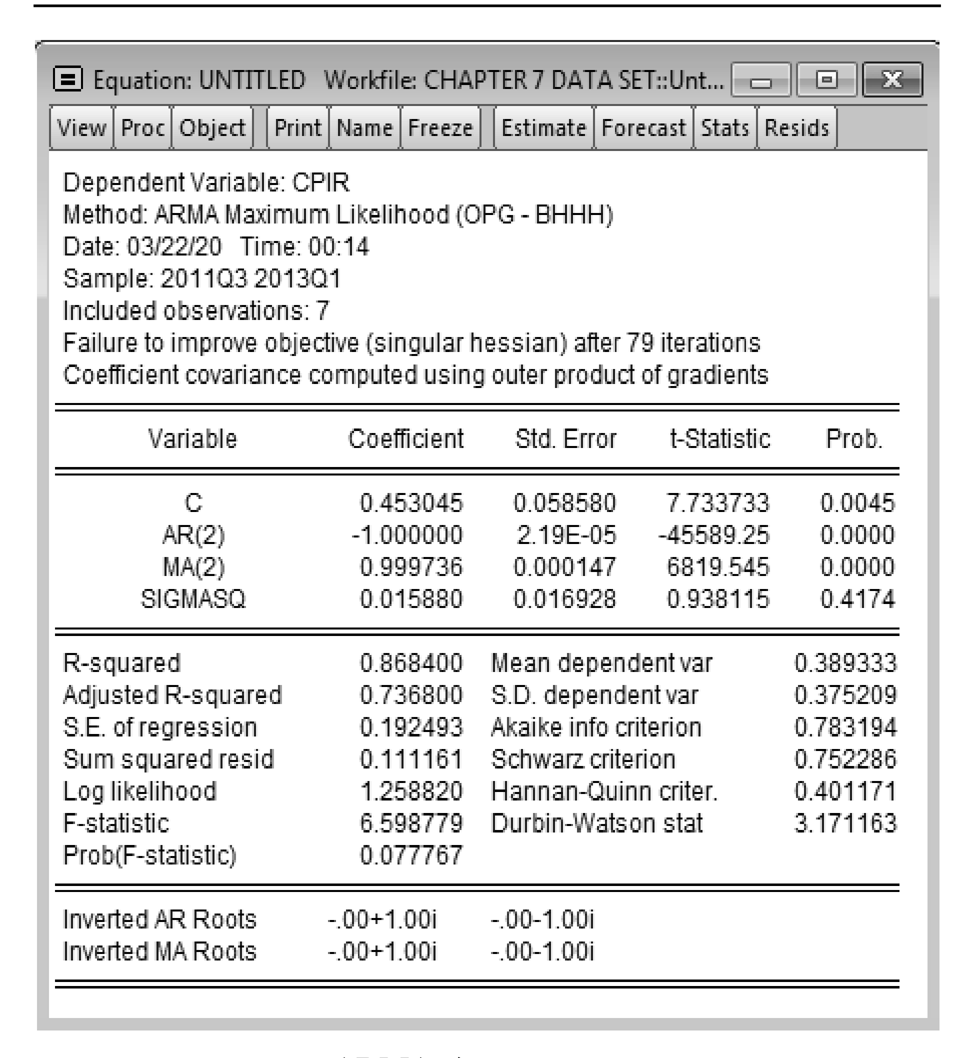
**4 - انحدار الفترة الأخيرة من أجل التنبؤ:**

نقوم بإجراء انحدار باستخدام الفترة المتأخرة 2011q1 - 2013q3. **نستخدم هذه الفترة كفترة لتقدير النموذج.** اذهب إلى Quick-Estimate Equation ثم اكتب: cpir c ar(2) ma(2) وفي خانة تحديد العينة اكتب: 2011q3 2013q1 ثم انقر OK.




**شكل 31.7 تقدير نموذج ARMA**

من القائمة في نافذة نتائج الانحدار اختر Forecast (الشكل 32.7). اختر Dynamic forecast من الـ Method. قم بتغيير اسم السلسلة في الخانة forecast name إلى cpirf2011dynamic. قم بتغيير عينة التنبؤ إلى فترة التنبؤ: 2011q3 2015q1 ثم انقر OK.


Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 7 DATA SET::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: CPIR
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 03/22/20 Time: 00:14
Sample: 2011Q3 2013Q1
Included observations: 7
Failure to improve objective (singular hessian) after 79 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

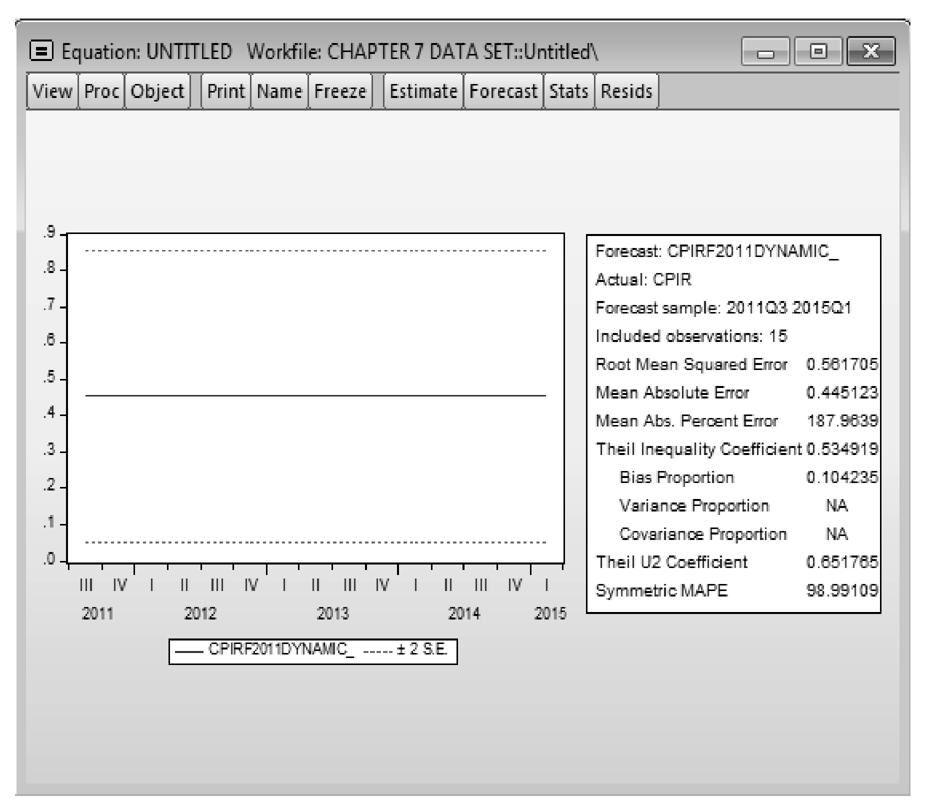
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.453045 | 0.058580 | 7.733733 | 0.0045 |
| AR(2) | -1.000000 | 2.19E-05 | -45589.25 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.999736 | 0.000147 | 6819.545 | 0.0000 |
| SIGMASQ | 0.015880 | 0.016928 | 0.938115 | 0.4174 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.868400 | Mean dependent var | 0.389333 |
| Adjusted R-squared | 0.736800 | S.D. dependent var | 0.375209 |
| S.E. of regression | 0.192493 | Akaike info criterion | 0.783194 |
| Sum squared resid | 0.111161 | Schwarz criterion | 0.752286 |
| Log likelihood | 1.258820 | Hannan-Quinn criter. | 0.401171 |
| F-statistic | 6.598779 | Durbin-Watson stat | 3.171163 |
| Prob(F-statistic) | 0.077767 | | |

| | | |
|---|---|---|
| Inverted AR Roots | -.00+1.00i | -.00-1.00i |
| Inverted MA Roots | -.00+1.00i | -.00-1.00i |

**شكل 32.7 نتائج نموذج ARMA**

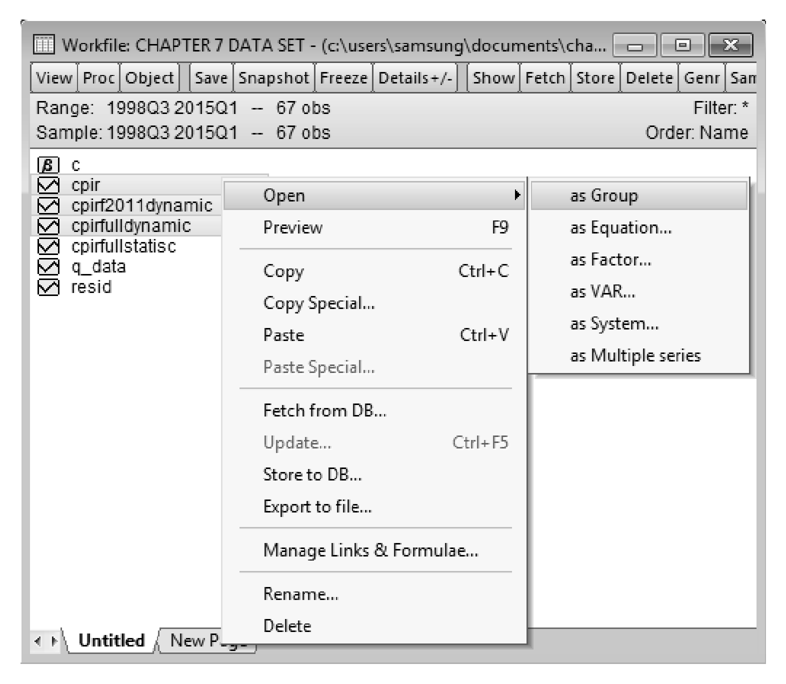
بالنظر إلى ملف العمل نلاحظ أن EViews ينتج لنا وبشكل تلقائي المتغير: cpirf2011dynamic ليضاف إلى قائمة المتغيرات. يوفر EViews رسم بياني لفترة التنبؤ مع جدول تلخيصي وكما يلي (الاشكال 33.7، 34.7، و 35.7).



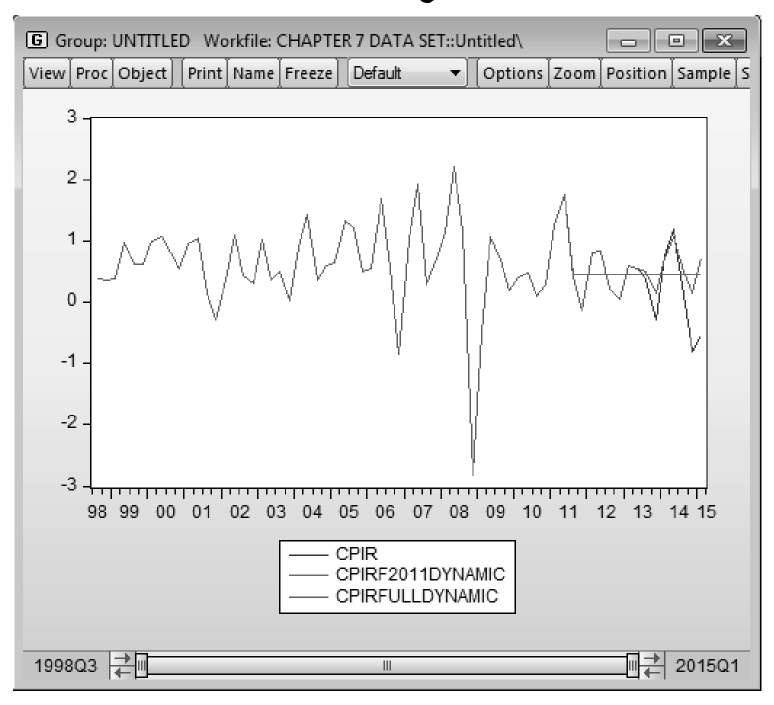

**شكل 33.7 بيانات تنبؤية**

اذهب إلى قائمة المتغيرات بملف العمل وقم بتحديد (تظليل) المتغيرات cpir وcpirfulldynamic و cpirf2011dynamic ثم انقر على زر الفأرة الأيمن واختر Open ومن القائمة اختر as Group:

اذهب إلى View واختر Graph.




شكل 34.7 فتح المتغيرات كمجموعة



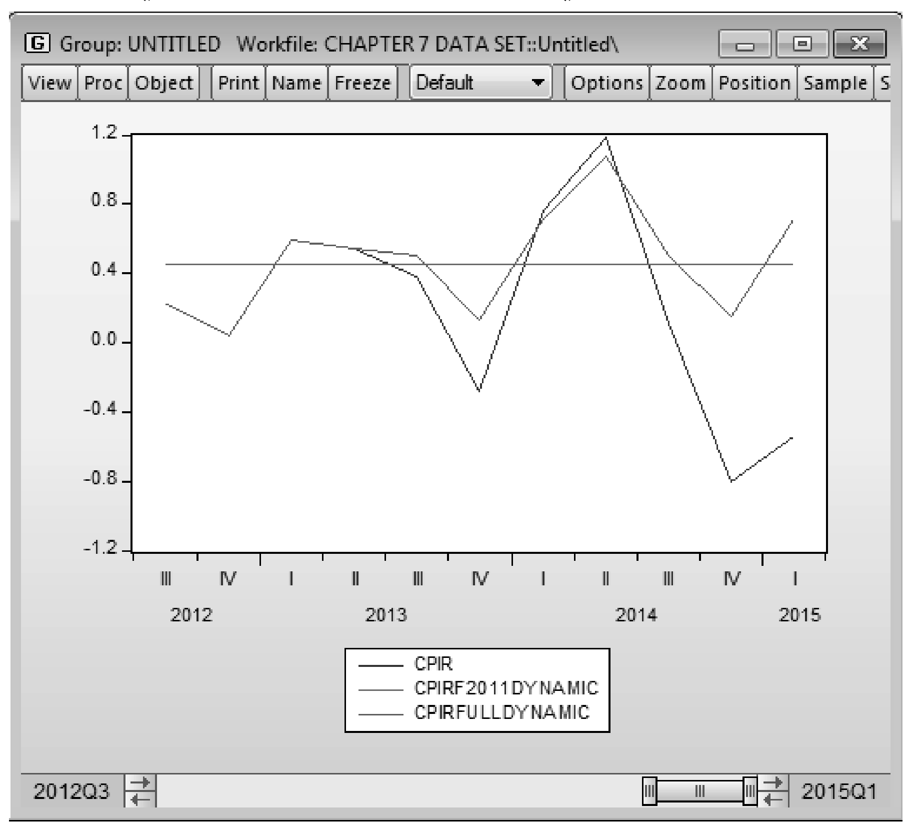

شكل 35.7 التنبؤ الديناميكي لفترات مختلفة

الشكل البياني الذي تحصلنا عليه (الشكل 35.7) لا يعطي صورة واضحة للفترة الأخيرة. من أجل الحصول على صورة كاملة للفترة الأخيرة نتبع الخطوات التالية:

اذهب إلى الجزء الخاص بكتابة الأوامر في واجهة EViews واكتب: smpl 2012q32015q1 ثم اضغط Enter:

```
Command
smpl2012q3 2015q1
smpl @all
smpl 2012q3 2015q1
```

سوف يتغير الشكل البياني أعلاه (شكل35.7) إلى الشكل التالي (36.7):




**شكل 36.7 التنبؤ الساكن والتنبؤ الديناميكي لـ CPIR**

نجد أن خط التنبؤ fulldynamic، الممثل بالخط الأخضر، هو تنبؤ جيد لفترتي التباطؤ لنموذج ARMA(2). المعنوية الإحصائية لمعلمات AR(2) و MA(2) المدرجة في الشكل 32.7 تؤكد ما تم التوصل إليه في عمليات التنبؤ.

الفَصْلُ الثّامِنُ

# صياغة نماذج التقلبات المالية والاقتصادية: نماذج ARCH و GARCH و EGARCH

في تحليل السلاسل الزمنية - كما في تحليل الانحدار - افترضنا بأن البواقي (أو الأخطاء) متجانسة التباين، في مقال شهير نصح الباحث (1982) Engle بأن اختلاف التباين قد يحدث للبواقي في سياق سلاسل زمنية معينة، Engle لاحظ بأن دراسات التنبؤ - خصوصاً في أسواق المضاربة مثل أسواق العملات الأجنبية وأسواق الأسهم - فإن الأخطاء الصغيرة والكبيرة تحدث في شكل عناقيد، ودليل ذلك أنه من الشائع في سياق السلاسل الزمنية المالية وجود التقلبات العنقودية، التقلبات العنقودية تشرح التغير الكبير (وكذلك إشارة هذا التغير) في - على سبيل المثال - أسعار الأصول التي تميل لتتبع التغيرات الكبيرة الأخرى، التغيرات الصغيرة (وكذلك إشارة هذه التغيرات) تميل لتتبع التغيرات الصغيرة، بعبارة أخرى المستوى الحالي للتقلبات يميل ليكون موجب (تلقائي) مرتبط مع مستواه خلال الفترات اللاحقة فوراً.

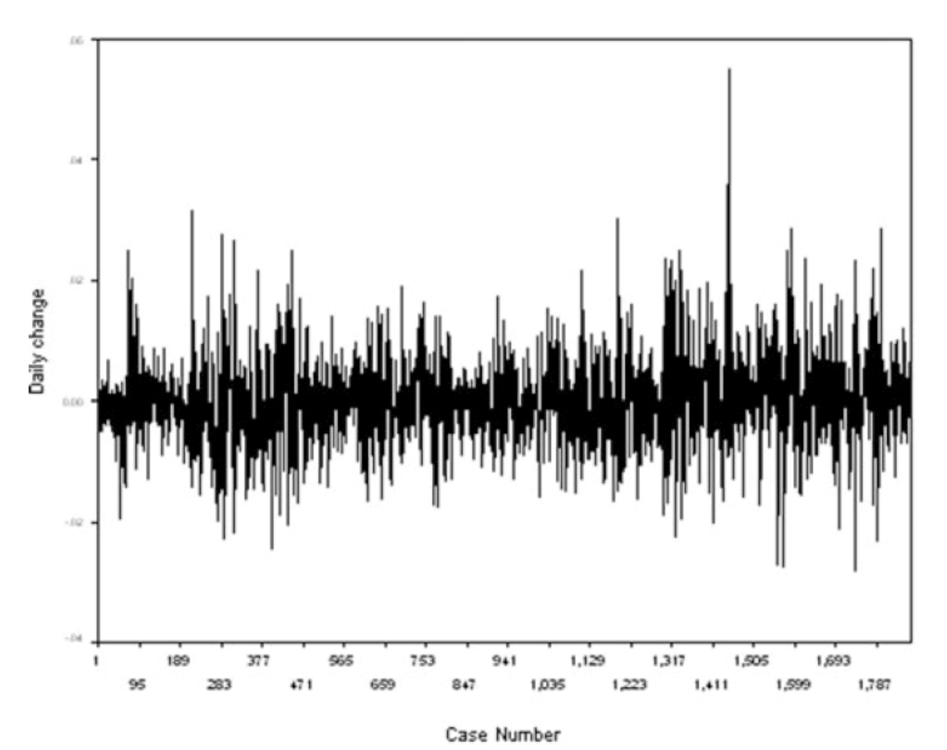
الشكل 1.8 يأخذ في الاعتبار سلسلة معدلات أسعار الصرف اليومية للدولار الأمريكي (US$) مع المارك الألماني (DM) خلال الفترة من 1 يناير 1980م إلى 21 مايو 1987 والتي تم تحليلها من قبل الباحث (2004) Verbeek، وباستثناء الأيام التي لم يتم فيها الحصول على أسعار الصرف (أول يوم في السنة الميلادية والعطلات) فإن النتائج كان بإجمالي قدره 1867 قراءة (لأسباب غير مهمة هنا Verbeek أخذ في اعتباره التغيرات اليومية في لوغاريتم معدل سعر الصرف)، الشكل 1.8 يعرض وجود فترات زمنية لتقلبات مرتفعة ومنخفضة.

## 8 .1 فئات نماذج ARCH The ARCH Class Models

مفهوم التقلب في السلاسل الزمنية المالية والاقتصادية يقودنا إلى تطوير نموذج الانحدار الذاتي الشرطي غير متجانس التباين autoregressive conditional heteroscedastic (ARCH) وهو فئة من نماذج المطورة من قبل الباحث Engel (1982)، بافتراض أن نموذج AR(1) يناسب سلسلة زمنية:

$$Z_t = \mu + \varphi_1 + Z_{t\text{-}1} + u_t \qquad (8.1)$$

حيث أن $u_t$ حد الخطأ مع متوسط يساوي صفر، المعادلة 8.1 لا يجب أن تتضمن أي آلية لتأخذ احتمال التقلبات، وعموماً فإن عناقيد القلبات قد تُشير إلى اختبار ACF و Engle ، $u_t$ قام باعتبار التباين الشرطي كحد للخطأ ورمز له بالرمز $\sigma_t^2$.




الشكل 8 .1: التغيرات اليومية في معدلات أسعار صرف US$/DM

التباين الشرطي يعني أن $\sigma_t^2$ يقوم بتقدير المعلومات المعطاة حول الأخطاء في الفترات الزمنية السابقة، وخصوصاً إذا كان التباين الشرطي في الزمن t يتعلق بمربع الخطأ في الزمن (t - 1) لذلك سوف يكون لدينا عملية ARCH(1)وتكون المعادلة:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t\text{-}1}^2$$

نموذج ARCH(1) يوضح بأنه عندما تكون هناك صدمة كبير في الفترة الزمنية (t - 1) فإنه من المحتمل بدرجة كبيرة أن $u_{t-1}$ لها أيضاً قيمة (مطلقة) كبيرة، وعندما تكون $u_{t\text{-}1}^2$ كبيرة فإن التباين في الفترة الزمنية التالية (t) سوف يكون كبيراً، من المهم جداً أن يكون الطرف الأيمن للمعادلة السابقة موجب، وفي نموذج AR(1) لا بد بالضرورة أن يكون متناسب ويُقال عنه بأنه لدينا عملية AR(1) مع أخطاء ARCH(1) وتتم كتابتها AR(1)-ARCH(1) ويُسمى إلى الجزء AR(1) بأن متوسط المعادلة في حين أن الجزء ARCH(1) يُسمى تباين المعادلة، وبالطبع فإن النماذج الأخرى يجب أن تكون بنفس نوع ARIMA، ويمكن أن يكون بنفس نوع نموذج الانحدار أو أي نموذج سلسلة زمنية أخرى، وفي عملية ARCH(q) فإن التباين الشرطي في الفترة الزمنية t يتأثر بواسطة الأخطاء المربعة عند الفترة الزمنية (t - 1), (t - 2), …,(t - q) وتكون المعادلة:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t\text{-}1}^2 + \cdots + \alpha_q u_{t\text{-}q}^2 \tag{8.2}$$

Series: USD Workfile: ARCH::Arch\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Default | Sort | E

| | Series01 |
|---|---|
| | Last updated: 03/11/18 - 00:25 |
| | Imported from "\\rcnet.ac.uk\regentsdata\HomeDrives\StaffHor |
| | Imported from "\\rcnet.ac.uk\regentsdata\HomeDrives\StaffHor |
| | Original name: SERIES01 |
| | |
| 1980M01 | 2.220000 |
| 1980M02 | 2.274000 |
| 1980M03 | 2.242000 |
| 1980M04 | 2.142500 |
| 1980M05 | 2.260200 |
| 1980M06 | 2.337500 |
| 1980M07 | 2.360200 |
| 1980M08 | 2.333500 |
| 1980M09 | 2.407000 |
| 1980M10 | 2.391000 |
| 1980M11 | 2.443500 |
| 1980M12 | 2.349500 |
| 1981M01 | 2.391000 |
| 1981M02 | 2.349000 |
| 1981M03 | 2.180500 |

**الشكل 8. 2: معدلات سعر الصرف للدولار الأمريكي $ مقابل الجنيه الاسترليني**

في المعادلة 8.2 التباين الشرطي يعتمد على q فترة تباطؤ لمربعات الخطأ (لاحظ بأنه في العديد من كتب السلاسل الزمنية المالية $\sigma_t^2$ في الغالب يُرمز لها بالرمز $h_t$) ملف البيانات في المثال الحالي يُسمى ARCH.SAV وهو متوفر أون لاين للقراء، حيث يحتوي هذا الملف على أسعار الصرف الشهرية لعدة عملات مقابل الجنية الإسترليني، سوف نركز على تغير الدولار الأمريكي USD مع جنيه أسترليني واحد، البيانات تغير فترة من 1980M1 إلى 2008M10، لنقم بفتح الملف ببرنامج EViews (تذكر أن هذا الملف هو ملف خارجي foreign file لبرنامج آخر) قم بتحديد تاريخ للبيانات وسوف يكون لديك بيانات كتلك المعروضة في الشكل 2.8.

## إنشاء معدلات سعر الصرف

قام الباحثان Pesaran and Pesaran (1997) باستخدام هذه البيانات لدراسة المعدل الشهري النسبي للتغير في سعر صرف الدولار/ الجنيه الإسترليني بدلاً من الدولار نفسه USD، وسبب هذا الإجراء في التنبؤ المالي هو أن المعدل النسبي للتغير في الغالب يكون مستقر بينما قيم المتغير الأصلي (وهو USD) لا تميل لتكون مستقرة، المعدل الشهر النسبي، وبيانات المعدل الشهري النسبي للتغير من الواضح أنها تُحسب من خلال $(USD_{t-1} - USD_{t-1})/USD_{t-1}$ (فعلى سبيل المثال إذا كان متغير ما قيمته 58 عند الفترة الزمنية t وa قيمة تساوي 56 عند الفترة الزمنية t - 1 فإن التغير النسبي لذلك المتغير سوف تكون 56/2 = 0.0357 أو بنسبة مئوية قدرها 3.57%.

التغير النسبي عبارة عن تقدير (خصوصاً في التحليل المالي) بواسطة

ln (القيمة عند الزمن t/القيمة عند الزمن t-1)

أو هي $\ln(USD_t/USD_{t-1})$ وباستخدام الأرقام في نهاية الشكل البياني السابق فإننا نقوم بتقدير التغير النسبي كما يلي 0.0351 = ln(58/56) وهو يساوي 3.51%، الباحثان Peseran and Peseran قاموا باستخدام التقدير اللوغاريتمي والذي يُفترض أن نقوم باستخدامه هنا.

Generate Series by Equation

Enter equation

```
DLUSD = log(usd/usd(-1))
```

Sample

1/01/1980 1/10/2008

OK Cancel

**الشكل 8. 3: إنشاء سلسلة بواسطة نافذة المعادلة**

في برنامج EViews فإن الرمز USD(-1) يمثل فترة تباطؤ واحدة للمتغير $USD_{t-1}$ ومن شريط الأدوات الرئيسي ببرنامج EViews انقر على

Quick

Generate Series

والذي يعرض نافذة إنشاء سلسلة من خلال معادلة كما في الشكل 8.3، ثم قم بإدخال معادلة للتقدير اللوغاريتمي كما هي معروضة في الشكل السابق وانقر OK لإنشاء السلسلة، الشكل 8.4 يعرض (أ) التغيرات الشهري النسبي في USD محسوباً وفقاً $(USD_t - USD_{t-1})/USD_{t-1}$ حيث أن اسم المتغير هو PROPCHA كما أن الشكل يعرض (ب) التقدير اللوغاريتمي لتغيرات الشهرية النسبية تم حسابه $(USD_t/USD_{t-1})$ حيث أن اسم المتغير DLUSD حيث يُفترض أننا نستخدم المتغير الثاني.

## 2.8 اختبار تأثيرات ARCH

أول خطوة لاختبار التأثيرات المحتملة لـ ARCH هي معرفة تناسب المعادلة المتوسطة (سوف يتم تسميتها باسم نموذج ARIMA) للمتغير $DLUSD = \ln(USD_t/USD_{t-1})$ وعند تطبيق اختبار ADF على المتغير DLUSD فإن النتائج تُظهر بأن المتغير مستقر (إحصائية اختبار $ADF = 17.249 -$ ، $p = 0.000$) وبالتالي فإن الفرق غير مطلوب، سوف نقوم بتطبيق نماذج ARIMA على البيانات من 1980M1 إلى 2007M12 ونحتفظ بالبيانات للأشهر الثماني الأولى لسنة 2008 لاختبار مدى تناسب وكفاية النماذج، تم اختيار النموذج من قبل الباحثان Peseran and Peseran للمعادلة المتوسطة حيث كانت العملية AR(1) بدون ثابت بالرغم من حقيقة أن حد AR(1) لم يكن ذو دلالة إحصائية بدرجة بسيطة ($AR(1) = 0.065$ ، $p = 0.1032$ ، أنظر الشكل 5.8).

أخذنا في الاعتبار ما إذا كان نموذج AR(1) يحتوي على أخطاء ARCH كما هو في المعادلة (2)، في هذه المعادلة سوف نقوم باختبار فرضية العدم التالية:

EViews - [Group: UNTITLED Workfile: ARCH::Arch\]

File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Default | Sort | Edit+/- | Smpl+/- | Compare+/- | T

| | DLUSD | PROPCHA |
|---|---|---|
| 1980M01 | NA | NA |
| 1980M02 | 0.024033 | 1.274000 |
| 1980M03 | -0.014172 | 1.242000 |
| 1980M04 | -0.045395 | 1.142500 |
| 1980M05 | 0.053480 | 1.260200 |
| 1980M06 | 0.033629 | 1.337500 |
| 1980M07 | 0.009664 | 1.360200 |
| 1980M08 | -0.011377 | 1.333500 |
| 1980M09 | 0.031012 | 1.407000 |
| 1980M10 | -0.006669 | 1.391000 |
| 1980M11 | 0.021720 | 1.443500 |
| 1980M12 | -0.039229 | 1.349500 |
| 1981M01 | 0.017509 | 1.391000 |
| 1981M02 | -0.017722 | 1.349000 |
| 1981M03 | -0.074435 | 1.180500 |
| 1981M04 | 0.026475 | 1.239000 |
| 1981M05 | -0.043356 | 1.144000 |
| 1981M06 | -0.040939 | 1.058000 |
| 1981M07 | -0.078303 | 0.903000 |
| 1981M08 | -0.055367 | 0.800500 |
| 1981M09 | 0.018162 | 0.833500 |
| 1981M10 | -0.001091 | 0.831500 |
| 1981M11 | | |

Path = c:\users\macbook pro\documents | DB = none | WF = arch

**الشكل 8. 4: سعر الصرف الواقي PROPCHA والتقديري DLUSD والمعدل الشهري المتناسب للتغير في سعر صرف الدور الأمريكي/ الجنيه الاسترليني**

EViews - [Equation: UNTITLED Workfile: ARCH::Arch\]

File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: DLUSD
Method: ARMA Maximum Likelihood (BFGS)
Date: 04/12/20 Time: 21:30
Sample: 1980M02 2007M12
Included observations: 335
Convergence achieved after 3 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 0.065613 | 0.038928 | 1.685493 | 0.0928 |
| SIGMASQ | 0.000902 | 4.68E-05 | 19.27429 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.004134 | Mean dependent var | -0.000388 |
| Adjusted R-squared | 0.001143 | S.D. dependent var | 0.030132 |
| S.E. of regression | 0.030115 | Akaike info criterion | -4.161616 |
| Sum squared resid | 0.302004 | Schwarz criterion | -4.138845 |
| Log likelihood | 699.0706 | Hannan-Quinn criter. | -4.152538 |
| Durbin-Watson stat | 1.993732 | | |

| | |
|---|---|
| Inverted AR Roots | .07 |

**الشكل 8. 5: المعادلة المتوسطة للمتغير DLUSD**

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \cdots = \alpha_q = 0$$

كل معاملات المعادلة 2 جميعها تساوي صفر (أي بعبارة أخرى لا يمكننا رفض فرضية العدم)، حيث لا يوجد تأثيرات لـ ARCH حتى لفترة التباطؤ q.

لنقم الآن باختبار تأثيرات ARCH لفترات تباطؤ حتى 12 شهر، من شريط الأدوات في الشكل 5.8 أنقر على:

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: ARCH

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.724265 | Prob. F(12,310) | 0.0607 |
| Obs*R-squared | 20.20995 | Prob. Chi-Square(12) | 0.0632 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 04/12/20 Time: 21:33
Sample (adjusted): 1981M02 2007M12
Included observations: 323 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.000600 | 0.000167 | 3.592435 | 0.0004 |
| RESID^2(-1) | 0.224670 | 0.056264 | 3.993138 | 0.0001 |
| RESID^2(-2) | -0.021040 | 0.057655 | -0.364936 | 0.7154 |
| RESID^2(-3) | 0.035752 | 0.057676 | 0.619873 | 0.5358 |
| RESID^2(-4) | 0.039611 | 0.057673 | 0.686822 | 0.4927 |
| RESID^2(-5) | 0.014400 | 0.057678 | 0.249663 | 0.8030 |
| RESID^2(-6) | 0.049729 | 0.057601 | 0.863344 | 0.3886 |
| RESID^2(-7) | -0.049021 | 0.057609 | -0.850926 | 0.3955 |
| RESID^2(-8) | 0.039052 | 0.057669 | 0.677170 | 0.4988 |
| RESID^2(-9) | 0.029581 | 0.057663 | 0.512995 | 0.6083 |
| RESID^2(-10) | -0.003085 | 0.057647 | -0.053517 | 0.9574 |
| RESID^2(-11) | -0.018251 | 0.057511 | -0.317343 | 0.7512 |
| RESID^2(-12) | -0.023222 | 0.056138 | -0.413657 | 0.6794 |

**الشكل 8. 6: اختبار تأثيرات ARCH حتى 12 فترة تباطؤ**

View
Residual Diagnostics
Heteroskedasticity Tests …

تحت test type اختر ARCH سوف يُطلب منك كم عدد فترات التباطؤ التي ترغب بها، قم بطباعة 12 ثم انقر OK للحصول على النتائج المعروضة في الشكل 8.6.

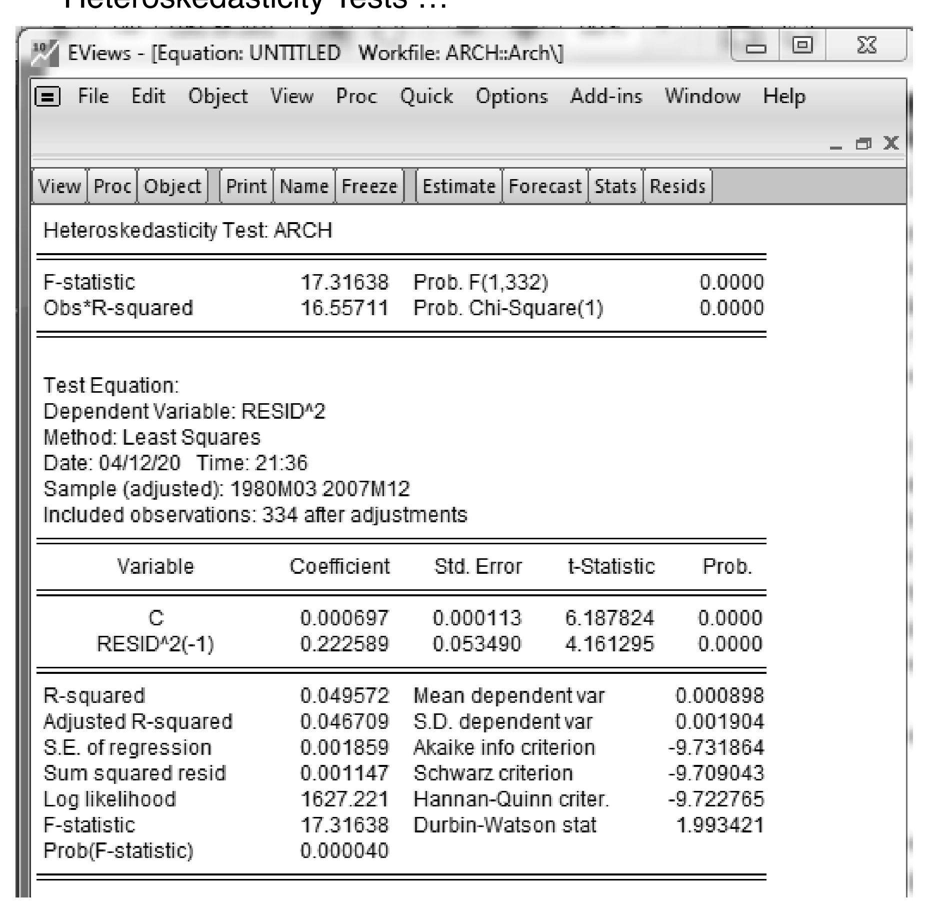
تحت العنوان ARCH test في الشكل 8.6 تم اختبار فرضية العدم التالية:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \cdots = \alpha_{12} = 0$$

تم الاختبار عن طريق إحصائيتين اثنين هما F و Obs*R squared (وهي إحصائية كاي تربيع)، مستويات الدلالة الإحصائية هي 0.0607 و 0.0632 على التوالي، إذن لا نستطيع رفض فرضية الدعم لأن $p > 0.05$ ونستنتج بأن لا يوجد تأثيرات لـ ARCH حتى فترة تباطؤ قدرها 12 شهر.

لنأخذ في الاعتبار الآن ما إذا كانت تأثيرات ARCH عند فترة تباطؤ قدرها شهر واحد، في الشكل 6.8 أنقر على:

View
Residual Diagnostics
Heteroskedasticity Tests …



Heteroskedasticity Test: ARCH

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 17.31638 | Prob. F(1,332) | 0.0000 |
| Obs*R-squared | 16.55711 | Prob. Chi-Square(1) | 0.0000 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 04/12/20 Time: 21:36
Sample (adjusted): 1980M03 2007M12
Included observations: 334 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.000697 | 0.000113 | 6.187824 | 0.0000 |
| RESID^2(-1) | 0.222589 | 0.053490 | 4.161295 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.049572 | Mean dependent var | 0.000898 |
| Adjusted R-squared | 0.046709 | S.D. dependent var | 0.001904 |
| S.E. of regression | 0.001859 | Akaike info criterion | -9.731864 |
| Sum squared resid | 0.001147 | Schwarz criterion | -9.709043 |
| Log likelihood | 1627.221 | Hannan-Quinn criter. | -9.722765 |
| F-statistic | 17.31638 | Durbin-Watson stat | 1.993421 |
| Prob(F-statistic) | 0.000040 | | |

**الشكل 8. 7: اختبار تأثيرات ARCH حتى فترة تباطؤ واحدة**

تحت Test Type اختر ARCH ثم قم بإدخال فترة تباطؤ 1 وهذا سوف يؤدي إلى الحصول على النتائج كما في الشكل 8.7 حيث يعرض بأن إحصائية F statistic (p = 0.000) وإحصائية كاي تربيع chi-square statistic (p = 0.000) تُشير بأننا نرفض فرض العدم $H_0: \alpha_1 = 0$ ونستنتج بأن هناك تأثيرات ARCH ذات دلالة إحصائية عند استخدام فترة تباطؤ شهر واحد (قمنا بمقارنة الطريقة التي استخدمها الباحثان Peseran and Peseran وعموماً إذا قمنا باختبار ARCH LM عند فترة تباطؤ 4 أشهر فإن النتائج ذات الدلالة الإحصائية تُشير بأن هناك تأثيرات ARCH عند هذا المستوى).

سوف نفترض بأن DLUSD يمكن صياغة نموذج له من خلال عملية AR(1)-ARCH(1) وسوف نقوم بتقدير النموذج والحصول على التوقعات المستقبلية بناءً على ذلك، من شريط أدوات EViews أنقر على:

Quick

Estimate Equation

سوف يظهر مربع حوار قم بإدخال النموذج كما يلي:

DLUSD AR1

وقم بتغيير فترة العينة إلى 1980M1 وحتى 2007M12 وفي هذه المرة سوف نقوم باختيار Method كما يلي:

ARCH - Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

وانقر OK في مربع الحوار في الشكل 8.8، في أعلى مربع الحوار سوف ترى أن المعادلة المتوسطة وتم تحديدها مسبقاً، النموذج الافتراضي 1 ARCH و 1 GARCH (أنظر الجزء التالي لصياغة نماذج GARCH)، قم بتغيير معامل GARCH إلى 0 واترك معامل ARCH كما مساوي 1 (أي بعبارة أخرى فترة تباطؤ شهر واحد).

Equation Estimation

Specification | Options

Mean equation
Dependent followed by regressors & ARMA terms OR explicit equation:
dlusd ar(1)
ARCH-M: None

Variance and distribution specification
Model: GARCH/TARCH
Order:
ARCH: 1 Threshold order: 0
GARCH: 0
Restrictions: None
Variance regressors:
Error distribution: Normal (Gaussian)

Estimation settings
Method: ARCH - Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
Sample: 1980m01 2007m12

OK Cancel

**الشكل 8. 8: تعريف نموذج AR(1)-ARCH(1) للمتغير DLUSD**

الوضع الافتراضي يفترض أن الأخطاء من هذه العملية AR(1)-ARCH(1) تتوزع توزيع طبيعي، ثم أنقر OK للحصول على النتائج في الشكل 9.8.

من الشكل 9.8 المعادلة المتوسطة هي:

$$DLUSD_t = 0.0051(DLUSD_{t-1})$$

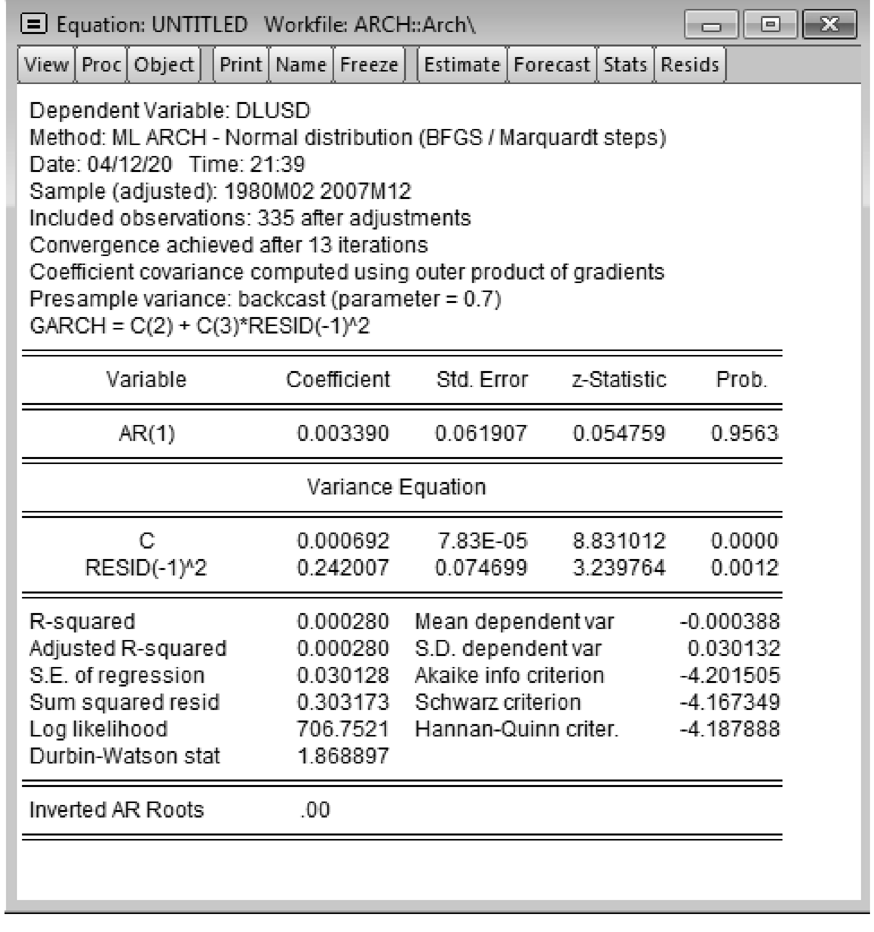
أيضاً من الشكل 8 .9 والمعادلة 8.2 معادلة التباين (عملية ARCH(1)) هي:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t\text{-}1}^2$$

$$\sigma_t^2 = 0.0005 + 0.1714 u_{t\text{-}1}^2$$

حيث أن EViews يستخدم الترميز $RESID(-1)^2$ لكل من $\mu_{t\text{-}1}^2$ والبواقي المربعة عند الزمن (t - 1)، كلا حدي التقاطع (p = 0.000) ومعامل البواقي

المربعة ($p = 0.0004$) تختلف بشكل جوهري عن الصفر أي بعبارة أخرى $p < 0.05$ في كلا الحالتين، لاحظ بأن معامل $DLUSD_{t-1}$ في الشكل 9.8 تختلف عن تلك في الشكل 5.8، ففي الشكل 5.8 المعامل لم يكن ذو دلالة إحصائية بشكل بسيط حيث كان القيمة 0.0641 **عند قيامنا بتحديد المعادلة المتوسطة فقط**، (تم تقدير ذلك عن طريق المربعات الصغرى العادية)، في الشكل 9.8 عندما تظهر تأثيرات ARCH فإن هذا المعامل يمكن تقديره بقيمة 0.0051 وهي ليست ذات دلالة إحصائية (في حالة ARCH فإن تقدير النموذج تتم من خلال تقنية الفرق والتي تُسمى **الأرجحية العظمى**).



Equation: UNTITLED Workfile: ARCH::Arch\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: DLUSD
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 04/12/20 Time: 21:39
Sample (adjusted): 1980M02 2007M12
Included observations: 335 after adjustments
Convergence achieved after 13 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 0.003390 | 0.061907 | 0.054759 | 0.9563 |
| | | Variance Equation | | |
| C | 0.000692 | 7.83E-05 | 8.831012 | 0.0000 |
| RESID(-1)^2 | 0.242007 | 0.074699 | 3.239764 | 0.0012 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.000280 | Mean dependent var | -0.000388 |
| Adjusted R-squared | 0.000280 | S.D. dependent var | 0.030132 |
| S.E. of regression | 0.030128 | Akaike info criterion | -4.201505 |
| Sum squared resid | 0.303173 | Schwarz criterion | -4.167349 |
| Log likelihood | 706.7521 | Hannan-Quinn criter. | -4.187888 |
| Durbin-Watson stat | 1.868897 | | |

Inverted AR Roots .00

**الشكل 8. 9: نتائج نموذج AR(1)-ARCH(1)**

**لاحظ بأننا**: قمنا بالالتزام بالإفصاح من خلال البحث الأصلي للباحثان Peseran and Peseran وعموماً وبالأخذ في الاعتبار النتائج السابقة فإننا ننصح بإعادة حساب المعادلة المتوسطة من جديد والبحث عن بديل آخر.

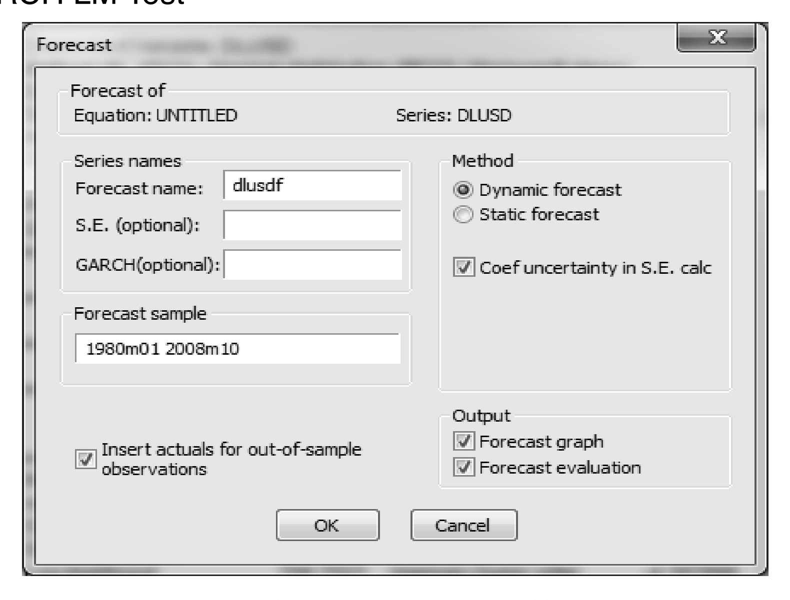
**التنبؤ باستخدام نموذج ARCH**

في الشكل 9.8 قام بالنقر على

View
Residual Tests
Histogram—Normality test

لإجراء اختبار جاركوبيرا Jarque-Bera لمعرفة هل البواقي تتوزع توزيع طبيعي، واختبار فرضية العدم للتوزيع الطبيعي حيث تم رفضها (p = 0.000) وهذا يشير إلى أن خطأً في صياغة النموذج وقد يرغب المحلل بتعديل التوزيع المفترض للبواقي في الشكل 8.8 ويمكننا اختبار ما إذا كان هناك تأثيرات ARCH أخرى في النموذج AR(1)-ARCH(1) وذلك من خلال النقر على:

View
Residual Diagnostics
…ARCH LM Test




**الشكل 8. 10: مربع حوار التنبؤ**

بعد اختيار عدة مجموعات من فترات التباطؤ فإن إحصائية F وإحصائية كاي تربيع لم تكونا ذات دلالة إحصائية مما يُشير إلى عدم وجود تأثيرات ARCH أخرى.

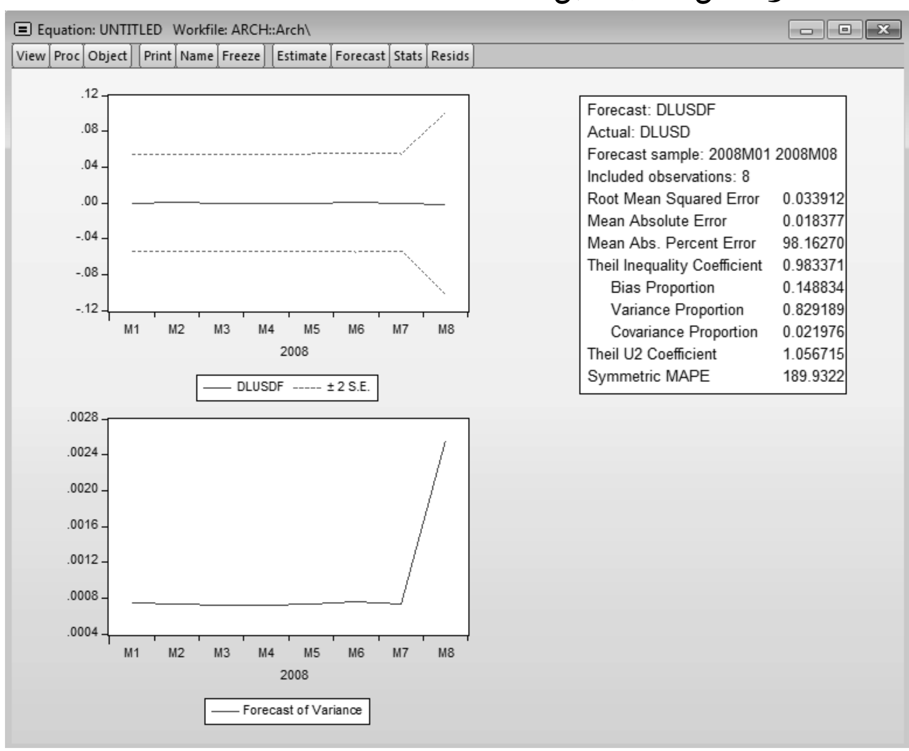
وبالعودة إلى أول ثمان أشهر لسنة 2008 والتي تم الاحتفاظ بها لاختبار كفاء النموذج في التنبؤ، أي بعبارة أخرى أنه لدينا قيم فعلية للمتغير DLUSD للفترة ما بين 2008M1 إلى 2008M8 ويمكننا مقارنة تلك القيم مع القيم المتوقعة والتي تم الحصول عليها من النموذج AR(1)-ARCH(1)، أنقر على ايقونة Forecast في الشكل 9.8 للحصول على مربع حوار Forecast كما في الشكل 10.8.

الوضع الافتراضي أن القيم المتوقعة للمتغير DLUSD سوف يتم حفظها باسم DLUSDF والمستخدم يمكنه تغيير هذا الاسم، في أسفل الشكل 10.8 تجد بأن برنامج EViews به خيار forecast sample (فترة التنبؤ) هي من 1980M1 إلى 2008M10 قم بتغيير هذه الفترة لتكون 2008M1 إلى 2008M10 وفي الجهة اليمنى للشكل 10.8 سوف تلاحظ بأن هناك طريقتين للحصول على التنبؤات **التنبؤات الديناميكية** dynamic forecast (وهو الوضع الافتراضي) **التنبؤات الثابتة** static forecasts ، فالتنبؤات الديناميكية للفترة تقوم باستخدام القيم التي تم التنبؤ بها سابقاً للمتغير الموجود لدينا، في حين أن التنبؤات الثابتة تعطي نتائج باستخدام القيم المشاهدة للمتغير، فإذا لم يكن لدينا قيم مشاهدة فإن برنامج EViews يعطي NA ، وأخيراً فإن المخرجات الافتراضية تتضمن شكل بياني للتنبؤ وتقييم للتنبؤات.

أنقر على OK للحصول على الشكل 11.8 حيث سوف يتم عرض التنبؤات الثابتة، وبإعادة هذه العملية ولكن لكل الأشهر من 1980M1 إلى 2008M10 سوف يتم عرض التنبؤات الثابتة كما في الشكل 12.8 حيث قمنا بحفظ هذه التنبؤات تحت اسم ALLDLUSDF.

في الشكل 11.8 والشكل 12.8 هنا بعض الخطوات التي يتم استخدامها بشكل متكرر للحصول على تنبؤ ذات كفاءة، وهذه الخطوات هي جذر متوسط مربع

الخطأ (RMSE) ومتوسط الخطأ المطلق (MAE) ونسبة الخطأ المتوسط المطلق (MAPE) ومعامل متباينة ثيل Thiel's Inequality.




**الشكل 8. 11: إحصائية التنبؤ لستة أشهر للنموذج AR(1)-ARCH(1)**

المطلق absolute هو نفسه المعامل modulus، ويعتمد كلاً من MAE و RMSE على مقياس المتغير المراد التنبؤ به، لذلك يتم استخدامها كمقاييس لمقارنة التنبؤات مع نفس السلسلة لنموذج التنبؤ المختلفة، وكلما كانت قيمة RMSE/MAE أصغر كلما كانت قدرة النموذج على التنبؤ أفضل، مستخدم نموذج التنبؤ قد يستخدم أيضاً MAPE فعلى سبيل المثال من المفيد أن نعلم بأن MAPE للنموذج هي 5% بدلاً من أن نعلم بأن MAE يساوي 439.6.

معامل متباينة ثيل يُعرف كذلك بأنه إحصائية U ثيل وقيمة هذا المعامل تقع بين 0 و 1، فإذا كان المعامل يساوي 0 فهذا يُشير إلى تناسب تام، بعبارة أخرى لا يوجد خطأ تنبؤ، وقد يتم تفسير المعامل كما يلي:

- إذا كان $U = 1$ فإن طريقة التنبؤ المستخدمة جيدة بمثل جودة النموذج البسيط الأول.
- إذا كان $U < 1$ فإن طريقة التنبؤ المستخدمة أفضل من النموذج الأول البسيط، وكلما قلت قيمة U كلما كان ذلك أفضل.
- إذا كان $U > 1$ ليس هناك سبب لاستخدام أي طريقة للتنبؤ لأن النموذج الأول سوف يعطي نتائج أكثر دقة.

بالإضافة إلى ذلك فإن EViews يعرض النتائج التالية بخصوص معامل ثيل:

Equation: UNTITLED Workfile: ARCH::Arch\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Forecast: DLUSDF
Actual: DLUSD
Forecast sample: 1980M01 2008M10
Adjusted sample: 1980M02 2008M09
Included observations: 344

| | |
|---|---|
| Root Mean Squared Error | 0.030160 |
| Mean Absolute Error | 0.022722 |
| Mean Abs. Percent Error | 101.1320 |
| Theil Inequality Coefficient | 0.985262 |
| Bias Proportion | 0.000507 |
| Variance Proportion | 0.973392 |
| Covariance Proportion | 0.026102 |
| Theil U2 Coefficient | 0.999623 |
| Symmetric MAPE | 193.3680 |

— DLUSDF ----- ± 2 S.E.

— Forecast of Variance

**الشكل 8. 12: إحصائية التنبؤ للفترة الزمنية بالكامل**

- نسبة التحيز bias proportion والتي توضح لنا كم يبعد متوسط التنبؤ عن المتوسط الفعلي للسلسلة.
- نسبة التباين variance proportion والتي توضح لنا كم يبعد تباين التنبؤ عن التباين الفعلي للسلسلة.

- **نسبة التباين المشترك covariance proportion والتي تقيس بقية خطأ التنبؤ غير النظامي.**

لاحظ بأن مجموع نسب التحيز والتباين والتباين المشترك تساوي 1.

## 3.8 مسائل متعلقة بنماذج ARCH في التطبيق العملي

يعطي ARCH إطار للتحليل وتطوير السلاسل الزمنية بما فيها تقلبات تلك السلاسل، نماذج ARCH كان لها تطبيقات مفيدة خلال العشر سنوات الماضية وخصوصاً في حقل التقلبات المالية، وعموماً فإن نماذج ARCH تستخدم الآن بانخفاض مستمر وذلك لوجود عدة صعوبات منها:

- **كيفية تحديد q - عدد فترات التباطؤ - حيث لا توجد طريقة واضحة لذلك.**
- **قيمة q تتطلب الحصول على كافة تأثيرات التباين المشروط والتي قد تكون كبيرة جداً، وهذا قد يؤدي إلى نموذج ARCH معقد وغير مرغوب.**
- **كلما زادت قيمة q كلما زادت احتمالية الحصول على تباين مشروط سالب.**

تم التوسع في عملية ARCH(q) وتطويرها بشكل مستقل من قبل Bollerslev (1986) and Engle (1982) وأطلق عليها اسم عملية ARCH أو GARCH المعممة the generalized ARCH process or GARCH حيث أن نماذج GARCH أصبحت تستخدم بكثرة في التحليل المالي في السنوات الأخيرة.

## 4.8 نماذج GARCH

نموذج GARCH يسمح للتباين الشرطي أن يكون مستقلاً بناءً على قيمة فترة التباطؤ الخاصة به وبناً على حدود الخطأ المربع لنماذج ARCH وفي أبسط صوره يكون لدينا:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \tag{8.3}$$

المعادلة (8.3) يُشار إليها كنموذج GARCH(1,1) وينص نموذج

GARCH(1,1) على أن التباين الشرط الحالي هو دالة لحد التقاطع، والمعلومات حول التباين خلال الفترات الزمنية الماضية $(\alpha_1 u_{t-1}^2)$ والتباين الشرطي المتناسب من النموذج خلال الفترة السابقة $(\beta_1 \sigma_{t-1}^2)$.

نموذج GARCH(q,p) تكون له الصيغة التالية:085939

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_1 u_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \cdots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad (8.4)$$

نموذج ARCH(1) يعادل نموذج GARCH(1,0)، المعادلة (8.4) تناظر تركيبة النموذج ARIMA الذي رأيناه سابقاً، كما أن $\sigma_i^2$ هي انحدار ذاتي للجزء (AR) و $\mu_j^2$ هي جزء المتوسط المتحرك (MA).

التطبيقات العملية للنموذج GARCH أشارت إلى القيم المنخفضة لكل من q و p مطلوبة، وفي الغالب p = q = 1 يُفترض أن نرى الآن ما إذا كان نموذج AR(1) للتغيرات النسبية في معدلات سعر صرف US$/GBP المستخدمة في الجزء السابق لها خطأ GARCH(1,1) متصل مع تلك التغيرات، النموذج اللاحق يتم تطبيقه بشكل واسع في السلاسل المالية التي تحتوي على تقلبات، النموذج الذي نريد استخدامه هو:

$$DLUSD_t = \gamma(DLUSD_{t-1})$$ مع

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (8.5)$$

والتي يمكن إعادة كتابتها كملية AR(1)-GARCH(1,1) مع بارامترات $\gamma, \alpha_0, \alpha_1, \beta_1$ يجب تحديدها.

من شريط أدوات EViews أنقر على:

Quick
Estimate Equation

ثم قم بتحديد المعادلة المتوسط لكل معادلة كما في الشكل 5.8 وذلك كما يلي

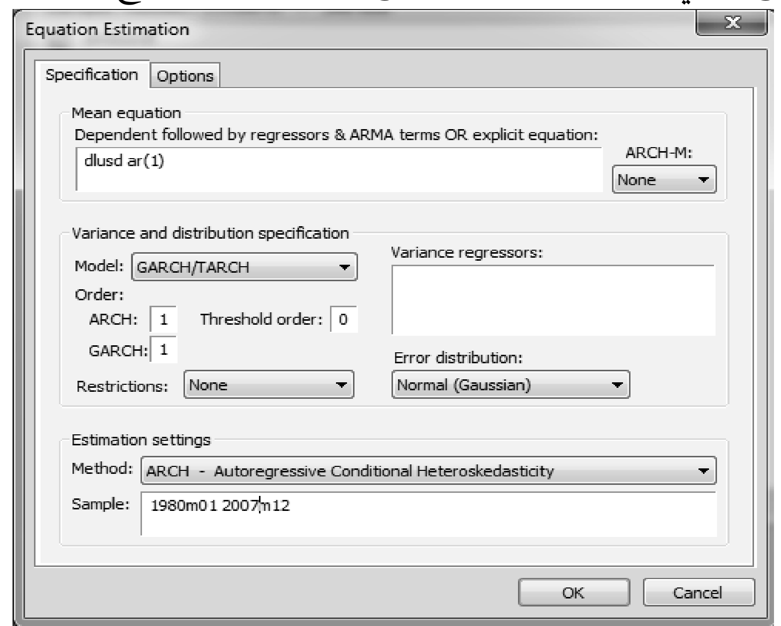
DLUSD AR(1)

واختر العينة sample لتكون من 1980M1 إلى 2007M12 وفي خيار النموذج modelling اختر ARCH للجزء السابق، وفي خيار Method يكون:

ARCH – Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

هذا سوف يعرض نافذة الحوار كما في الشكل 8.8، وهذه المرة سوف نختار ARCH و GARCH حتى كما هو معروض في الشكل 8.13، نتائج تطبيق AR(1)-GARCH(1,1) تم عرضها في الشكل 8.14.

لاحظ بأن ظهور نتائج GARCH في المعادلة المتوسط يختلف قليلاً عما كانت عليها في عملية ARCH عندما كانت AR1 = 0.0051, p = 0.9181، في الشكل 8.14 تم الإشارة إلى GARCH بالرمز (1-)GARCH ومن الواضح أنه ليس ذو دلالة إحصائية وهذا يعني أن عملية GARCH غير مناسبة للمتغير DLUSD، إحصائية التنبؤ للنموذج تم عرضها في الشكل 8.15، وهذه قد يُشار إليها بالرمز RMSE و MAE وهي تقوم بقياس نموذج GARCH(1,1) وهذا النموذج يعطي توقعات أسواء من نموذج ARCH(1) (قارن مع الشكل 12.8).




**الشكل 8. 13: تحديد نموذج GARCH(1,1)**

Equation: UNTITLED Workfile: ARCH::Arch\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: DLUSD
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 04/12/20 Time: 23:21
Sample (adjusted): 1980M02 2007M12
Included observations: 335 after adjustments
Convergence achieved after 25 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | -0.020296 | 0.053170 | -0.381714 | 0.7027 |
| Variance Equation | | | | |
| C | 8.08E-05 | 5.25E-05 | 1.539082 | 0.1238 |
| RESID(-1)^2 | 0.166529 | 0.052908 | 3.147500 | 0.0016 |
| GARCH(-1) | 0.749949 | 0.089187 | 8.408730 | 0.0000 |

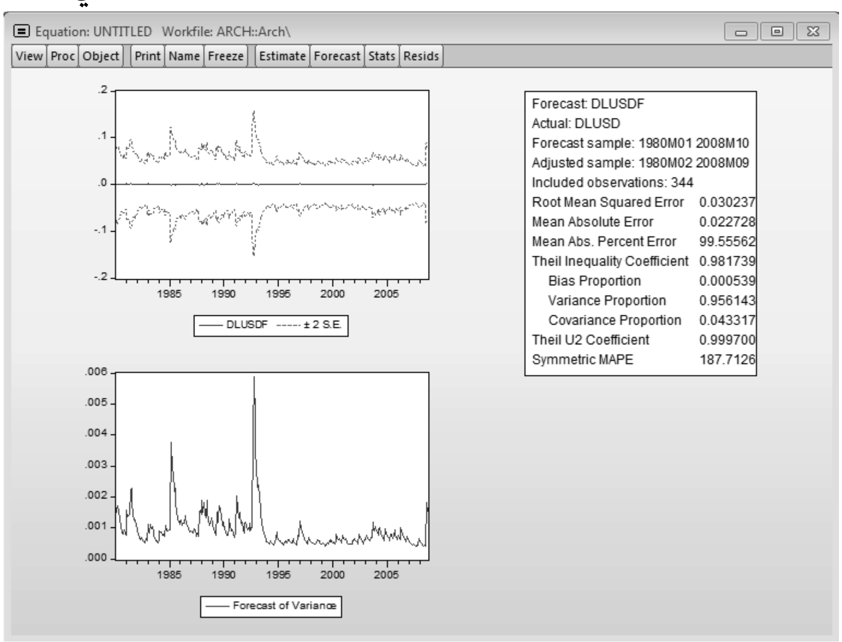
| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | -0.003317 | Mean dependent var | -0.000388 |
| Adjusted R-squared | -0.003317 | S.D. dependent var | 0.030132 |
| S.E. of regression | 0.030182 | Akaike info criterion | -4.234432 |
| Sum squared resid | 0.304264 | Schwarz criterion | -4.188891 |
| Log likelihood | 713.2674 | Hannan-Quinn criter. | -4.216276 |
| Durbin-Watson stat | 1.821753 | | |
| Inverted AR Roots | -.02 | | |

**الشكل 8. 14: نتائج تطبيق النموذج GARCH(1,1)**

## 5.8 التطبيق: صياغة نموذج التقلب والتقدير GARCH (1,1)

الهدف هو إيجاد العوامل المؤثرة في تقلبات الأصول المالية أو الأدوات المالية، وبشكل أكثر تعقيداً نريد تحديد العوامل الخارجية والداخلية المشتركة والتي تقود إلى تقلبات في الفترة الزمنية، سوف نستخدم GARCH(1,1) ونقوم بتقدير نموذج ARCH تمثل 1 في القوس و 1 في GARCH ، سوف يتم التركز على مربع البواقي مع فترة تباطؤ واحدة وتباين البواقي مع فترة تباطؤ واحدة كما هو معروض سابقاً، سوف نأخذ بالاعتبار معادلتين وحدة هي المعادلة الرئيسية والثاني هوي معادلة التباين، ونهدف إلى حساب المعادلة الرئيسية للحصول على البواقي واستخدام تباين البواقي لحساب معادلة التباين، المعادلة الرئيسية

التي نستخدمها في هذا المثال هي نموذج CAPM حيث سوف يتم استخدام عوائد وريال بنك أوف سكوتلاند (RBS) والتي يفترض بأنها دالة لعوائد سوف المملكة المتحدة - مؤشر بورصة لندن FTSE 100 - وفقاً لما يلي:




**الشكل 8. 15: التنبؤ من النموذج GARCH(1,1)**

$$\widehat{RRBS}_t = \beta_0 + RFTSE_t + \varepsilon_{\varepsilon t}$$

معادلة التباين سوف تتضمن العناصر التالية:

- **العنصر الأول التقاطع.**
- **العناصر الثاني تربيع البواقي لفترة تباطؤ زمنية واحدة والتي تمثل الصدمة أو الأخبار أو الخطأ، ونُسمى هذا بحد ARCH، فإذا كان هذا الحد ذو معنوية إحصائية فهذا يعني أن الصدمة أثرت في تباين بواقي GARCH.**
- **العنصر الثالث هو تباين البواقي مع فترة تباطؤ واحدة، إذا كان هذا العنصر ذو دلالة إحصائية فهذا يعني أن التباين يظل ثابت ومتجانس، سوف نتعامل مع العنصرين الثاني والثالث معاً.**

- **لاحظ**: العوامل الأول والثاني والثالث يتم اعتبارها عوامل داخلية.
- هناك عنصرين إضافيين نسميهما عنصرين خارجيين سوف يتم استخدامهما، الأول هو متوسط العائد الصناعي لمؤشر داوجونز DJ، والثاني هو العائد على مؤشر بورصة فرانكفورت Dax، هذان العنصران الخارجيان يُشيران إلى ما إذا كان التقلب كان بسبب العناصر الداخلية أو أحد العناصر الخارجية أو كلاهما.

**لنلخص ذلك**:

1 - سوف نأخذ في الاعتبار ما إذا كانت معادلتا التباين مع فترة التباطؤ لمربع الخطأ وحد التباين الشرطي مع فترة تباطؤ كلاهما ذو دلالة إحصائية، فإذا كان تأثيرات التباين الشرطي مع فترة تباطؤ هو الوضع الحالي للتباين الشرطي فإنه من الواضح أن هناك دليل على وجود تأثير ARCH واضح.

2 - العوامل الخارجية سوف تتم معاملتها كلاً على حدة وهذا يعتمد على ما إذا كانت ذات دلالة إحصائية أو لا، فإذا كان أي من العاملين الخارجيين ذو دلالة إحصائية فإن يمكننا أن نستنتج بأن هناك دليل على أن تباين (GARCH) تأثر بذلك العامل وأن التقلب حدث جزئياً من قبل ذلك العامل.

**معادلة التباين هي**:

$$h_t \ \widehat{or} \ \sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1\sigma_{t\text{-}1}^2 + \beta_2\sigma_{t\text{-}1}^2 + \beta_3 RDJ + \beta_4 RDAX$$

تم جمع بيانات الأسعار في نهاية اليوم لأسهم رويال بنك أوف سكوتلاند (RBS) ومؤشر الأسهم (FTSE) FTSE 100 ومؤشر متوسط الصناعة لأسهم داوجونز (DJ) مؤشر بورصة فرانكفورت (Dax)، حيث تم الحصول على عينة من 1000 مشاهدة لكل متغير من هذه المتغيرات للفترة من 19 مارس 2008 إلى 5 مارس 2012، بيانات الأسعار للمتغيرات السابقة تم تحويلها إلى ملف EViews والعوائد كما يلي:

الخطوة الأولى: كل البيانات (الأسعار) تم تحويلها باستخدام اللوغاريتم الطبيعي كما يلي:

LRBS = LOG(RBS)

LFTSE = LOG(FTSE)

LDJ = LOG (DJ)

LDAX = LOG (DAX)

الخطوة الثانية: عوائد المتغيرات السابقة يمكن حسابها كما يلي:

RRBS=LRBS-LRBS(-1)

RFTSE=LFTSE-LFTSE(-1)

RDJ=LDJ-LDJ(-1)

RDAX=LDAXLLDAX(-1)

**ملاحظة:**

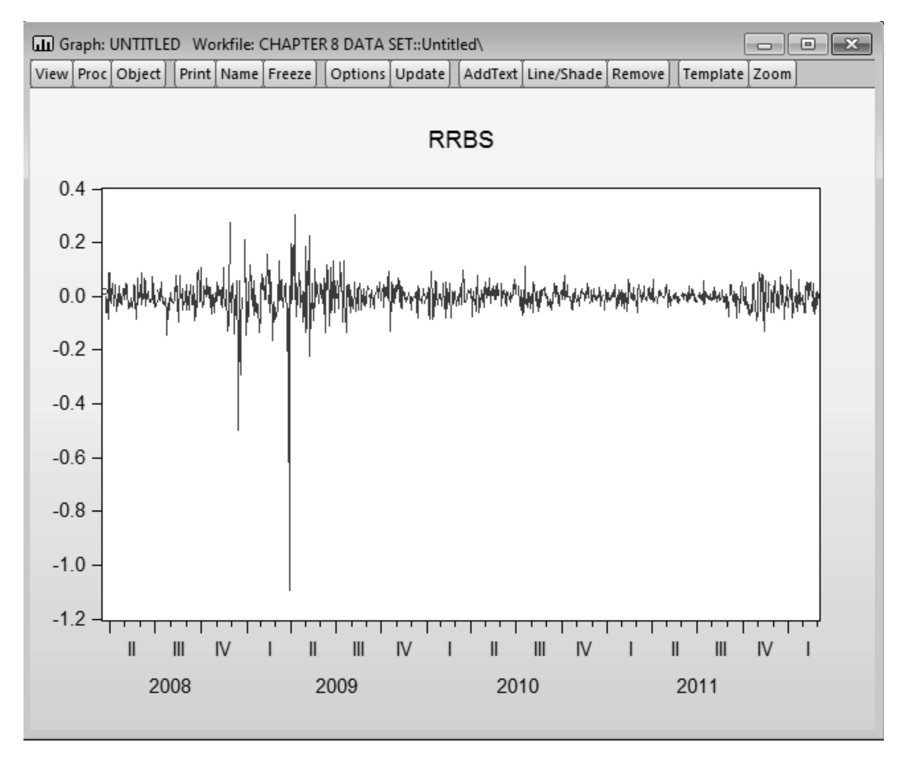
البيانات التي تم استخدامها لحساب النماذج السابقة يجب أن تكون مستقرة، وهذا شرط ضروري حتى نتجنب الانحدار الناتج من الانحدار الوهمي (لا قيمة له).

**السلسلة الزمنية الأولى: النماذج غير الرسمية RRBS:**

بحسب الشكل 16.8 تبدو السلسلة مستقرة.

أ) الشكل البياني للارتباط للسلسلة RRBS:

أنقر نقراً مزدوجاً على RRBS من ملف العمل للحصول على بيانات السلسلة RRBS.




**الشكل 8. 16: رسم بياني للسلسلة RRBS**

أنقر على View - Correlogram وفي الخيار Lovel اختر correlogram وانقر OK

1 - $H_0$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة.

2 - $H_1$ : السلسلة لها جذر وحدة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

ليس هناك إحصائيات اختبار لحسابها، وسوف ننظر إلى عمود الاحتمال Prob في الشكل 17.8.

4 - P-values = 0.000

5 - 0.000 > 0.05 نرفض فرضية العدم $H_0$ ونقبل الفرضية البديلة $H_1$.

6 - السلسلة ليست مستقرة.

## النموذج الرسمي:

### اختبار ديكي فولر المعزز Augmented Dickey-Fuller (ADF)

**اتبع هذه الخطوات ببرنامج EViews:**

أنقر نقراً مزوجاً على المتغير RRBS من ملف العمل.

من النافذة التي تعرض بيانات المتغير RRBS اختر View-Unit Root test

في خيار نوع الاختبار Test type اختر Augmented Dickey-Fuller

في خيار اختبار جذر الوحدة Test for unit root اختر level

من الخيار Include في معادلة الاختبار اختر Trend and Intercept إذا كان الشكل البياني للسلسلة يشير إلى أن السلسلة لها اتجاه.

ثم أنقر على OK.

Series: RRBS Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | Ide

Correlogram of RRBS

Date: 04/13/20 Time: 00:44
Sample: 3/19/2008 3/05/2012
Included observations: 998

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.143 | 0.143 | 20.400 | 0.000 |
| | | 2 | -0.057 | -0.079 | 23.689 | 0.000 |
| | | 3 | 0.065 | 0.088 | 27.991 | 0.000 |
| | | 4 | 0.048 | 0.020 | 30.276 | 0.000 |
| | | 5 | -0.049 | -0.050 | 32.640 | 0.000 |
| | | 6 | -0.099 | -0.087 | 42.555 | 0.000 |
| | | 7 | -0.109 | -0.097 | 54.562 | 0.000 |
| | | 8 | -0.037 | -0.015 | 55.934 | 0.000 |
| | | 9 | -0.003 | 0.006 | 55.945 | 0.000 |
| | | 10 | 0.036 | 0.054 | 57.243 | 0.000 |
| | | 11 | -0.020 | -0.030 | 57.645 | 0.000 |
| | | 12 | -0.071 | -0.077 | 62.748 | 0.000 |
| | | 13 | -0.003 | -0.014 | 62.761 | 0.000 |
| | | 14 | -0.033 | -0.060 | 63.874 | 0.000 |
| | | 15 | -0.025 | -0.001 | 64.529 | 0.000 |

**الشكل 8. 17: تصوير الارتباط للمتغير RRBS**

1 - $H_0$ : السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

وبناءً على الشكل 8.18 فإن إحصائية اختبار ADF تساوي -16.66555

4 - قيمة p-value = 0.0000

5 - Prob = 0.0000 < 0.05 وبالتالي نرفض فرضية العدم $H_0$.

6 - RRBS ليس لها جذر وحدة وهي سلسلة مستقرة.

**السلسلة الزمنية الثانية: الطريقة غير الرسمية للسلسلة RFTSE**

بناءً على الشكل 19.8 فإن السلسلة RFTSE هي سلسلة مستقرة.

**أ) الشكل البياني للسلسلة RFTSE**

1 - $H_0$ : RFTSE ليس لها جذر وحدة.

2 - $H_1$ : لها جذر وحدة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

ليس هناك إحصائية اختبار لحسابها ولكننا نركز على عمود الاحتمال Probفي الشكل 20.8.

4 - p-values = 0.000

5 - Prob = 0.000 < 0.05 وبالتالي نرفض فرض العدم $H_0$.

6 - RFTSE ليست سلسلة مستقرة.

**الطريقة الرسمية:**

أختبار ديكي فولر المعزز للسلسلة RFTSE

1 - $H_0$ : RFTSE لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$ : RFTSE ليس لها جذر وحدة وليست مستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05.

Series: RRBS Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitled\
View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | Ide

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RRBS

Null Hypothesis: RRBS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=21)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -16.66555 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.436703 | |
| | 5% level | -2.864233 | |
| | 10% level | -2.568256 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RRBS)
Method: Least Squares
Date: 04/13/20 Time: 00:47
Sample (adjusted): 3/26/2008 3/05/2012
Included observations: 995 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| RRBS(-1) | -0.843316 | 0.050602 | -16.66555 | 0.0000 |
| D(RRBS(-1)) | 0.004959 | 0.041348 | 0.119927 | 0.9046 |
| D(RRBS(-2)) | -0.088121 | 0.031632 | -2.785794 | 0.0054 |
| C | -0.002532 | 0.001915 | -1.322239 | 0.1864 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.436388 | Mean dependent var | 1.58E-05 |
| Adjusted R-squared | 0.434681 | S.D. dependent var | 0.080077 |
| S.E. of regression | 0.060208 | Akaike info criterion | -2.778020 |
| Sum squared resid | 3.592345 | Schwarz criterion | -2.758311 |
| Log likelihood | 1386.065 | Hannan-Quinn criter. | -2.770528 |
| F-statistic | 255.7668 | Durbin-Watson stat | 2.003156 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**الشكل 8. 18: اختبار جذر الوحدة للمتغير RRBS**

بناءً على نتائج الشكل 21.8 فإن إحصائية اختبار ADF تساوي 24.57451-

4 - P-values = 0.0000

5 - Prob = 0.000 < 0.05 وبالتالي نرفض فرض العدم $H_0$.

6 - RFTSE ليس لها جذر وحدة وهي سلسلة مستقرة.

## السلسلة الزمنية الثالثة: RDJ والطرق غير الرسمية

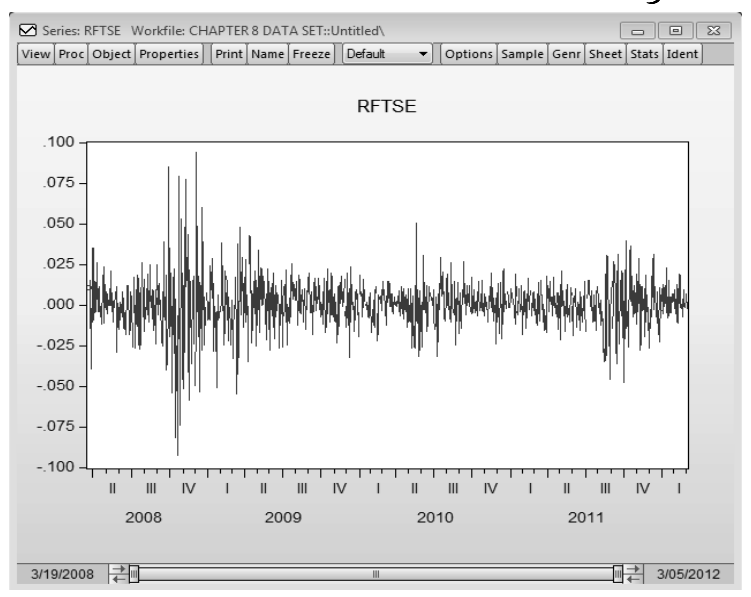
بناءً على نتائج الشكل 22.8 فيبدو أن السلسلة RDJ غير مستقرة مع اضطرابات مرتفعة في السلسلة الزمنية.

**أ) الشكل البياني للسلسلة RDJ**

**1 - $H_0$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة.**

2 - $H_1$ : السلسلة لها جذر وحدة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05




**الشكل 8. 19: الشكل البياني للسلسلة RFTSE**

Series: RFTSE Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Correlogram of RFTSE

Date: 04/13/20 Time: 00:49
Sample: 3/19/2008 3/05/2012
Included observations: 998

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | -0.020 | -0.020 | 0.3828 | 0.536 |
| | | 2 | -0.086 | -0.086 | 7.7887 | 0.020 |
| | | 3 | -0.072 | -0.076 | 12.931 | 0.005 |
| | | 4 | 0.111 | 0.101 | 25.292 | 0.000 |
| | | 5 | -0.082 | -0.092 | 32.098 | 0.000 |
| | | 6 | -0.060 | -0.052 | 35.728 | 0.000 |
| | | 7 | 0.041 | 0.042 | 37.404 | 0.000 |
| | | 8 | 0.057 | 0.026 | 40.668 | 0.000 |
| | | 9 | -0.035 | -0.018 | 41.879 | 0.000 |
| | | 10 | 0.028 | 0.046 | 42.684 | 0.000 |
| | | 11 | -0.038 | -0.054 | 44.109 | 0.000 |
| | | 12 | 0.034 | 0.031 | 45.247 | 0.000 |
| | | 13 | -0.043 | -0.027 | 47.116 | 0.000 |
| | | 14 | 0.017 | 0.004 | 47.395 | 0.000 |
| | | 15 | -0.039 | -0.032 | 48.962 | 0.000 |

**الشكل 8. 20: جدول الارتباط للمتغير RFTSE**

Series: RFTSE Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | Id

**Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RFTSE**

Null Hypothesis: RFTSE has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=21)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -15.43908 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.967317 | |
| | 5% level | -3.414345 | |
| | 10% level | -3.129297 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RFTSE)
Method: Least Squares
Date: 04/13/20 Time: 00:52
Sample (adjusted): 3/28/2008 3/05/2012
Included observations: 993 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| RFTSE(-1) | -1.170814 | 0.075834 | -15.43908 | 0.0000 |
| D(RFTSE(-1)) | 0.157721 | 0.067880 | 2.323530 | 0.0204 |
| D(RFTSE(-2)) | 0.070208 | 0.056878 | 1.234356 | 0.2174 |
| D(RFTSE(-3)) | -0.008025 | 0.045010 | -0.178288 | 0.8585 |
| D(RFTSE(-4)) | 0.092366 | 0.031573 | 2.925474 | 0.0035 |
| C | -0.000525 | 0.001015 | -0.517281 | 0.6051 |
| @TREND("3/19/2008") | 1.24E-06 | 1.76E-06 | 0.705980 | 0.4804 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.528133 | Mean dependent var | 3.67E-05 |
| Adjusted R-squared | 0.525261 | S.D. dependent var | 0.022999 |
| S.E. of regression | 0.015847 | Akaike info criterion | -5.444673 |
| Sum squared resid | 0.247606 | Schwarz criterion | -5.410126 |
| Log likelihood | 2710.280 | Hannan-Quinn criter. | -5.431538 |
| F-statistic | 183.9283 | Durbin-Watson stat | 1.995120 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**الشكل 8. 21: اختبار جذر الوحدة للمتغير RFTSE**

ليس هناك إحصائية اختبار لحسابها ولكننا نركز على عمود الاحتمال Prob في الشكل 23.8.

4 - P-values = 0.000

5 - Prob = 0.000 < 0.05 وبالتالي نرفض فرضية العدم $H_0$.

6 - السلسلة RDJ ليست مستقرة.

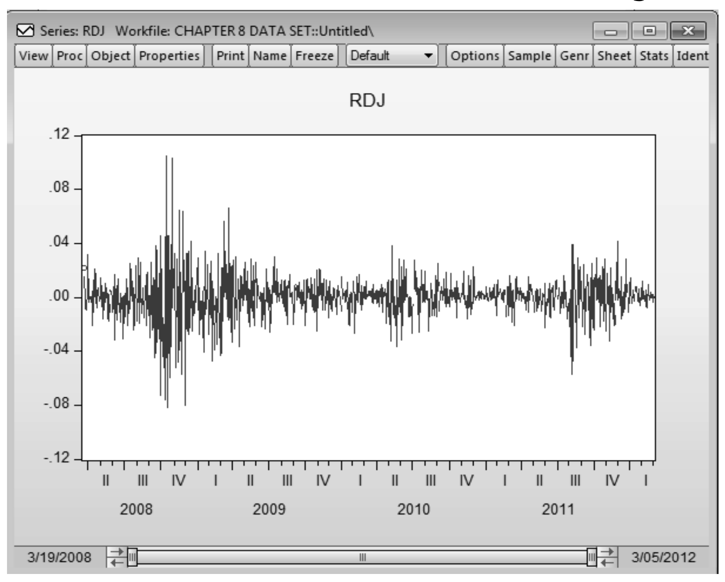
## الطريقة الرسمية:

اختبار ديكي فولر المعزز (ADF) للسلسلة RDJ

1 - $H_0$ : السلسلة RDJ لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$ : السلسلة RDJ ليس لها جذر وحدة وهي سلسلة مستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05




**الشكل 8. 22: شكل بياني للسلسلة RDJ**

Series: RDJ Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | St

Correlogram of RDJ

Date: 04/13/20 Time: 00:55
Sample: 3/19/2008 3/05/2012
Included observations: 998

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | -0.124 | -0.124 | 15.453 | 0.000 |
| | | 2 | -0.079 | -0.096 | 21.688 | 0.000 |
| | | 3 | 0.069 | 0.047 | 26.418 | 0.000 |
| | | 4 | -0.013 | -0.005 | 26.576 | 0.000 |
| | | 5 | -0.066 | -0.060 | 30.960 | 0.000 |
| | | 6 | 0.039 | 0.018 | 32.455 | 0.000 |
| | | 7 | -0.035 | -0.038 | 33.685 | 0.000 |
| | | 8 | 0.038 | 0.041 | 35.154 | 0.000 |
| | | 9 | -0.011 | -0.011 | 35.278 | 0.000 |
| | | 10 | 0.044 | 0.049 | 37.214 | 0.000 |

**الشكل 8. 23: جدول الارتباط للمتغير RDJ**

بناءً على نتائج الشكل 24.8 فإن إحصائية اختبار ADF تساوي 26.07087-

4 - P-values = 0.000

5 - Prob = 0.000 < 0.05 وبالتالي نرفض فرضية العدم $H_0$.

6 - السلسلة RDJ ليس لها جذر وحدة وهي سلسلة مستقرة.

Series: RDJ Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

**Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RDJ**

Null Hypothesis: RDJ has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=21)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -26.07087 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.436696 | |
| | 5% level | -2.864230 | |
| | 10% level | -2.568255 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RDJ)
Method: Least Squares
Date: 04/13/20 Time: 00:58
Sample (adjusted): 3/25/2008 3/05/2012
Included observations: 996 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| RDJ(-1) | -1.233619 | 0.047318 | -26.07087 | 0.0000 |
| D(RDJ(-1)) | 0.095987 | 0.031541 | 3.043275 | 0.0024 |
| C | 4.61E-05 | 0.000508 | 0.090797 | 0.9277 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.567094 | Mean dependent var | -1.62E-05 |
| Adjusted R-squared | 0.566222 | S.D. dependent var | 0.024327 |
| S.E. of regression | 0.016022 | Akaike info criterion | -5.426709 |
| Sum squared resid | 0.254905 | Schwarz criterion | -5.411939 |
| Log likelihood | 2705.501 | Hannan-Quinn criter. | -5.421094 |
| F-statistic | 650.4010 | Durbin-Watson stat | 1.991301 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**الشكل 8. 24: اختبار جذر الوحدة RDJ**

**السلسلة الزمنية الثالثة: الطريقة غير الرسمية للسلسلة RDAX**

يبدو أن السلسلة مستقرة مع اضطرابات مرتفعة خلال الفترة الزمنية (انظر الشكل 25.8).

**ب) الشكل البياني للسلسلة RDAX**

1 - $H_0$ : السلسلة RDAX ليس لها جذر وحدة

2 - $H_1$ : السلسلة RDAX لها جذر وحدة

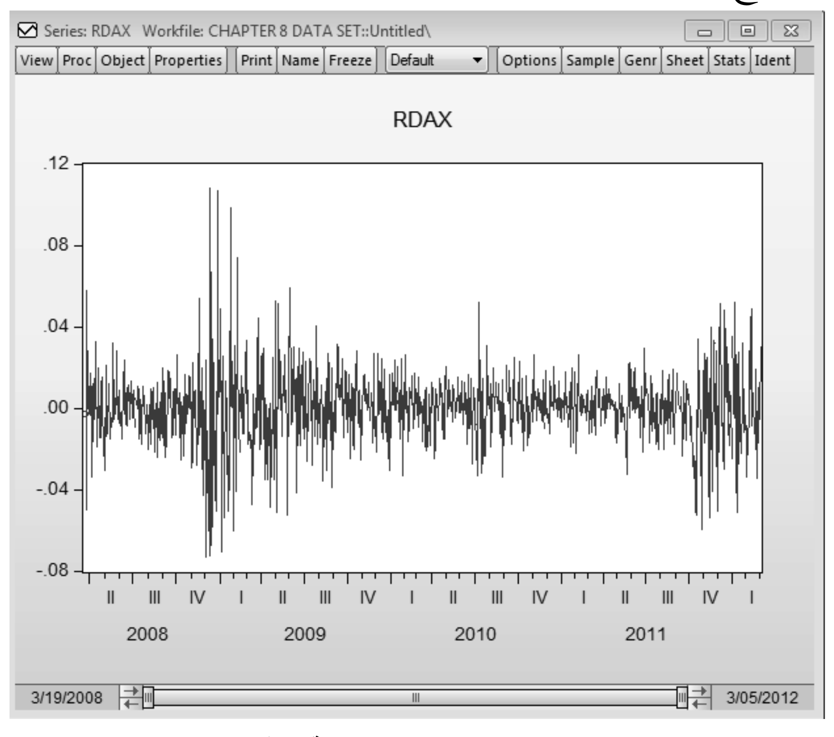
3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

ليس هناك إحصائية اختبار لحسابها ولكننا نركز على عمود الاحتمال Prob في الشكل 26.8.

4 - بعض قيم p-values أكبر من 0.05 بينما البعض الآخر أقل من 0.05.

5 - أغلب قيم p-values < 0.05 وبالتالي نرفض فرض العدم $H_0$.

6 - نستنتج بأن السلسلة RDAX ليست مستقرة.




الشكل 8. 25: الرسم البياني للسلسلة **RDAX**

Series: RDAX Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Sta

Correlogram of RDAX

Date: 04/13/20 Time: 01:06
Sample: 3/19/2008 3/05/2012
Included observations: 998

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.012 | 0.012 | 0.1411 | 0.707 |
| | | 2 | -0.074 | -0.074 | 5.6044 | 0.061 |
| | | 3 | -0.048 | -0.047 | 7.9368 | 0.047 |
| | | 4 | 0.062 | 0.058 | 11.757 | 0.019 |
| | | 5 | -0.053 | -0.062 | 14.573 | 0.012 |
| | | 6 | 0.023 | 0.031 | 15.095 | 0.020 |
| | | 7 | -0.013 | -0.016 | 15.254 | 0.033 |
| | | 8 | -0.012 | -0.017 | 15.396 | 0.052 |
| | | 9 | -0.040 | -0.032 | 17.009 | 0.049 |
| | | 10 | 0.029 | 0.020 | 17.854 | 0.057 |

**الشكل 8. 26: جدول الارتباط للمتغير RDAX**

## الطريقة الرسمية:

### أختبار ديكي فولر المعزز (ADF) للسلسلة RDJ

1 - $H_0$ : السلسلة RDJ لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$ : السلسلة RDJ ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

بناءً على نتائج الشكل 27.8 فإن إحصائية اختبار ADF تساوي 31.11467-

4 - P-values = 0.000

5 - Prob = 0.000 < 0.05 وبالتالي نرفض فرضية العدم $H_0$.

6 - نستنتج بأن السلسلة RDJ ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.

في الخلاصة: وجدنا بأن كل السلاسل مستقرة.

Series: RDAX Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RDAX

Null Hypothesis: RDAX has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=21)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -31.11467 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.967280 | |
| | 5% level | -3.414327 | |
| | 10% level | -3.129286 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RDAX)
Method: Least Squares
Date: 04/13/20 Time: 01:07
Sample (adjusted): 3/24/2008 3/05/2012
Included observations: 997 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| RDAX(-1) | -0.988201 | 0.031760 | -31.11467 | 0.0000 |
| C | -0.000518 | 0.001160 | -0.446439 | 0.6554 |
| @TREND("3/19/2008") | 7.46E-07 | 2.01E-06 | 0.371098 | 0.7106 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.493408 | Mean dependent var | 3.38E-05 |
| Adjusted R-squared | 0.492388 | S.D. dependent var | 0.025643 |
| S.E. of regression | 0.018270 | Akaike info criterion | -5.164098 |
| Sum squared resid | 0.331793 | Schwarz criterion | -5.149340 |
| Log likelihood | 2577.303 | Hannan-Quinn criter. | -5.158488 |
| F-statistic | 484.0648 | Durbin-Watson stat | 1.988837 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**الشكل 8. 27: اختبار جذر الوحدة RDAX**

## 6.8 التكامل المشترك Cointegration

### خطوات اختبار التكامل

1 - قم بحساب الانحدار باستخدام السلاسل الأصلية كما في الشكل 8.28.

## 2 - قم بحفظ البواقي.

انقر على Quick ثم Generate series (بعد حساب الانحدار) في مربع الخيار process قم بطباعة U=resid ثم انقر OK سوف يكون لدينا متغير جديد في ملف العمل باسم U.

Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Unt...

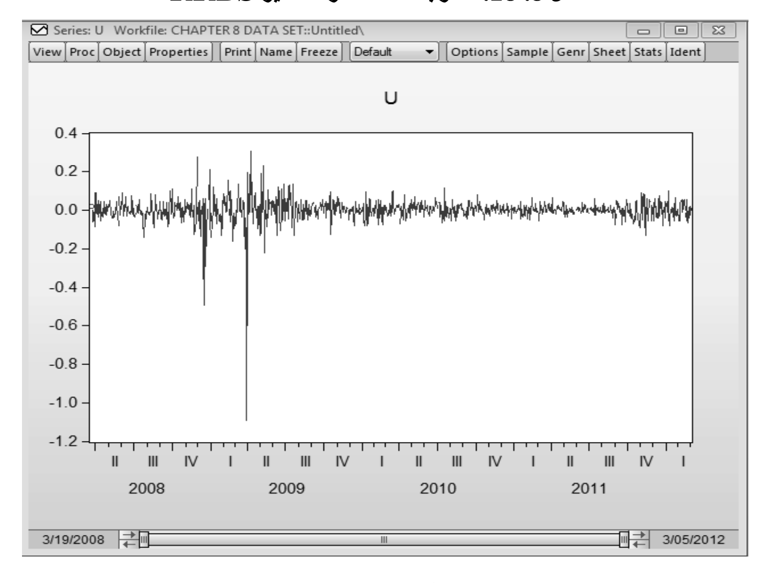
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: RRBS
Method: Least Squares
Date: 04/13/20 Time: 01:09
Sample (adjusted): 3/20/2008 3/05/2012
Included observations: 998 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.003043 | 0.001935 | -1.572473 | 0.1162 |
| RFTSE | 0.028016 | 0.120315 | 0.232858 | 0.8159 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.000054 | Mean dependent var | -0.003042 |
| Adjusted R-squared | -0.000950 | S.D. dependent var | 0.061112 |
| S.E. of regression | 0.061141 | Akaike info criterion | -2.749250 |
| Sum squared resid | 3.723328 | Schwarz criterion | -2.739419 |
| Log likelihood | 1373.876 | Hannan-Quinn criter. | -2.745513 |
| F-statistic | 0.054223 | Durbin-Watson stat | 1.713377 |
| Prob(F-statistic) | 0.815919 | | |

**الشكل 8. 28: مخرجات الانحدار للمتغير RRBS**




**الشكل 8. 29: بواقي الانحدار للمتغير RRBS**

3 - قم برسم شكل بياني لسلسلة البواقي.

الشكل البياني للبواقي يوضح بأن السلسلة مستقرة (الشكل 8 .29).

4 - قم بحساب تصوير الارتباط للبواقي.

Series: U Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Sta

Correlogram of U

Date: 04/13/20 Time: 01:15
Sample: 3/19/2008 3/05/2012
Included observations: 998

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.143 | 0.143 | 20.533 | 0.000 |
| | | 2 | -0.057 | -0.079 | 23.791 | 0.000 |
| | | 3 | 0.065 | 0.088 | 28.086 | 0.000 |
| | | 4 | 0.047 | 0.020 | 30.334 | 0.000 |
| | | 5 | -0.048 | -0.049 | 32.664 | 0.000 |
| | | 6 | -0.099 | -0.087 | 42.527 | 0.000 |
| | | 7 | -0.109 | -0.097 | 54.469 | 0.000 |
| | | 8 | -0.036 | -0.014 | 55.796 | 0.000 |
| | | 9 | -0.003 | 0.006 | 55.807 | 0.000 |
| | | 10 | 0.036 | 0.055 | 57.113 | 0.000 |

**الشكل 8. 30: جدول الارتباط للسلسلة U**

1 - $H_0$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة.

2 - $H_1$ : السلسلة لها جذر وحدة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

**ليس هناك إحصائية اختبار لحسابها ولكننا نركز على عمود الاحتمال Prob في الشكل 30.8**

4 - $Prob = 0.000 < 0.05$ وبالتالي نرفض فرض العدم $H_0$.

5 - السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.

**الطريقة الرسمية:**

**اختبار ديكي فولر المعزز (ADF) للسلسلة U**

قبل البدء بحساب الاختبار في برنامج EViews نحتاج إلى تحديد ما إذا يجب أن يتم تضمين الاتجاه أو لا، فإذا كان الرسم البياني للسلسلة له اتجاه

فيجب تضمين الاتجاه، وإذا كان الرسم البياني للسلسلة ليس له اتجاه فلا يجب تضمين الاتجاه؛ يجب فقط تضمين التقاطع.

1 - $H_0$ : U لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$ : U ليس لها جذر وحدة وهي سلسلة مستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

**بناءً على نتائج الشكل 8.31 فإن إحصائية اختبار ADF تساوي 16.66196-**

1 - P-values = 0.000

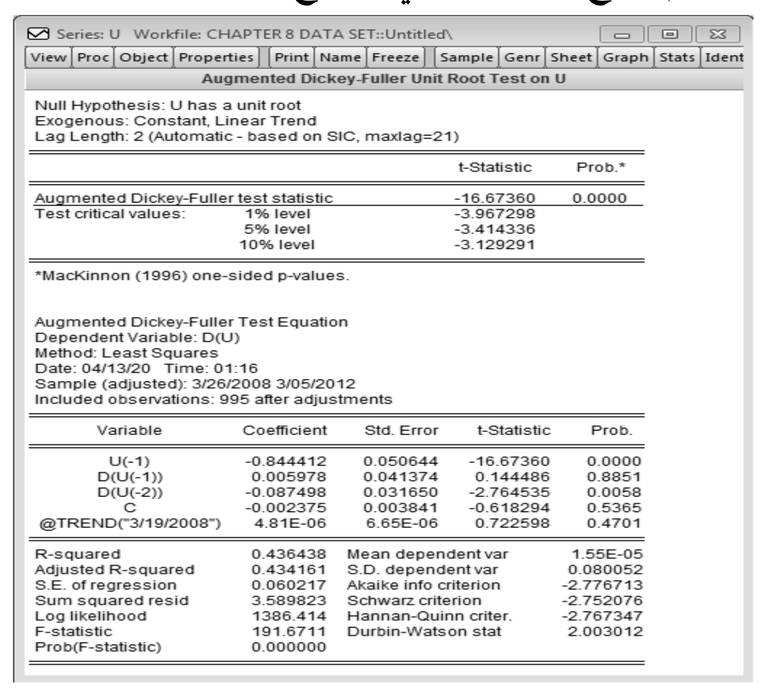
2 - Prob = 0.000 < 0.05 وبالتالي نرفض فرض العدم $H_0$.

3 - السلسلة U ليس لها جذر وحدة وهي سلسلة مستقرة.

بواقي المعادلة المتوسطة مستقرة وهذا يعني أن هناك سلسلتين مختلطتين وهناك علاقة طويلة الأجل بينهما.

باستخدام EViews لتحليل EGARCH ، GARCH ، ARCH

**1 - باستخدام توزيع جاوس الطبيعي كتوزيع للخطأ**



Series: U Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats | Ident

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on U

Null Hypothesis: U has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=21)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -16.67360 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.967298 | |
| | 5% level | -3.414336 | |
| | 10% level | -3.129291 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(U)
Method: Least Squares
Date: 04/13/20 Time: 01:16
Sample (adjusted): 3/26/2008 3/05/2012
Included observations: 995 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| U(-1) | -0.844412 | 0.050644 | -16.67360 | 0.0000 |
| D(U(-1)) | 0.005978 | 0.041374 | 0.144486 | 0.8851 |
| D(U(-2)) | -0.087498 | 0.031650 | -2.764535 | 0.0058 |
| C | -0.002375 | 0.003841 | -0.618294 | 0.5365 |
| @TREND("3/19/2008") | 4.81E-06 | 6.65E-06 | 0.722598 | 0.4701 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.436438 | Mean dependent var | 1.55E-05 |
| Adjusted R-squared | 0.434161 | S.D. dependent var | 0.080052 |
| S.E. of regression | 0.060217 | Akaike info criterion | -2.776713 |
| Sum squared resid | 3.589823 | Schwarz criterion | -2.752076 |
| Log likelihood | 1386.414 | Hannan-Quinn criter. | -2.767347 |
| F-statistic | 191.6711 | Durbin-Watson stat | 2.003012 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**الشكل 8. 31: اختبار جذر الوحدة للسلسلة U**

أنقر على Quick/Estimate Equation ثم اطبع اسم المتغيرات للنموذج الرئيسي كما يلي:

RRBS C RFTSE

لا تقم بإضافة أي عناصر خارجية لحساب الانحدار هنا.

من مربع الطريقة method اختر ARCH ثم انقر OK كما هو موضح في الشكل 32.8.

## كيف تتعامل مع نافذة تقدير المعادلة؟

**الشكل 8. 32: إنشاء نموذج ARCH**

نافذة ARCH لها جزئين: التحديد والخيارات.

سوف نتعامل مع **جزء التحديد**:

**1 - المعادلة المتوسطة** Mean Equation: **متغيرات المعادلة المتوسطة تتضمن الميل والذي سوف يظهر بشكل تلقائي في مربع الحوار، ذلك لا تحتاج إلى إجراء أي تعديل هنا.**

**2 - اترك الخيار في المربع ARCH-M كما هو None.**

**3 - التباين وتحديد التوزيع** variance and distribution specification

أ) من قائمة model اختر GARCH/TARCH

ب) اختر 1 لـ ARCH واختر 1 لـ GARCH

ج) اترك Threshold order بقيمة 0.

د) بالنسبة للخيار restrictions اتركه كما هو None

هـ) في مربع الحوار المسمى Variance regressors اكتب اسم العوامل الخارجية RDJ و RDAX.

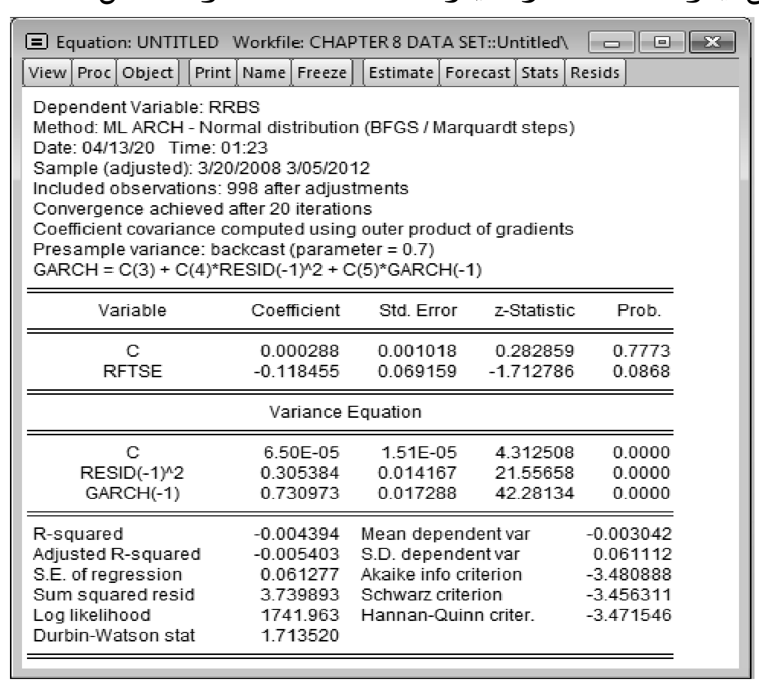
و) في مربع خطأ التوزيع Error Distribution اختر Gaussian) Normal).

4 - أترك إعدادات Estimation كما هي.

5 - أنقر OK.

الشكل 33.8 يعرض نتائج ARCH و GARCH : التوزيع وفقاً لهذه الطريقة هو **توزيع طبيعي**.

من ايقونة View أختر الخيار Representation سوف تنتقل إلى:



Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: RRBS
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 04/13/20 Time: 01:23
Sample (adjusted): 3/20/2008 3/05/2012
Included observations: 998 after adjustments
Convergence achieved after 20 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.000288 | 0.001018 | 0.282859 | 0.7773 |
| RFTSE | -0.118455 | 0.069159 | -1.712786 | 0.0868 |
| Variance Equation | | | | |
| C | 6.50E-05 | 1.51E-05 | 4.312508 | 0.0000 |
| RESID(-1)^2 | 0.305384 | 0.014167 | 21.55658 | 0.0000 |
| GARCH(-1) | 0.730973 | 0.017288 | 42.28134 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | -0.004394 | Mean dependent var | -0.003042 |
| Adjusted R-squared | -0.005403 | S.D. dependent var | 0.061112 |
| S.E. of regression | 0.061277 | Akaike info criterion | -3.480888 |
| Sum squared resid | 3.739893 | Schwarz criterion | -3.456311 |
| Log likelihood | 1741.963 | Hannan-Quinn criter. | -3.471546 |
| Durbin-Watson stat | 1.713520 | | |

**الشكل 8. 33: مخرجات نماذج ARCH و GARCH**

**المعادلة المقدرة:**

RRBS = C(1) + C(2)*RFTSE

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)$^2$ + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*RDJ + C(7)*RDAX

**المعاملات المستبدلة:**

RRBS = 0.00044059057028 - 0.107028069526*RFTSE

GARCH = 6.59263919847E-05 + 0.307546277944*RESID(-1)$^2$ + 0.729125918193*GARCH(-1) + 0.00441565197904*RDJ - 0.00026570

$32637195#*RDAX

**تحليل النتائج من مخرجات ARCH/GARCH باستخدام التوزيع الطبيعي**

**المعادلة الرئيسية**

معامل RFTSE والذي هو C(2) له قيمة p-value = 0.0988 وهذه القيمة أقل من 0.05، هذا المعامل غير مستقر، هذا المتغير ليس له تأثير ذو معنوية إحصائية، وهذا يؤكد بأن هذه المتغير ليس له تأثير على أسعار أسهم RBS.

**معادلة التباين GARCH**

تباين البواقي للمتغير (GARCH) هي دالة لمتغيرين داخليين ومتغيرين خارجيين، المتغيرين الداخلية - أو متغيرين من نفس العائلة - هو مربع متغير الباقي مع فترة تباطؤ واحدة Reside(-1) ويمثل ARCH أو الصدمة الماضية أو الأخبار أو GARCH(-1) تباين البواقي مع فترة تباطؤ واحدة أو عدم تجانس التباين، المتغيرات الخارجية هي RDJ و RDAX.

1 - معامل مربع البواقي مع فترة تباطؤ واحدة له p-value = 0.000 وهي أقل من 0.05 وبذلك فإننا نرفض فرض العدم $H_0$ القائل بأن هذا المعامل يساوي صفر، ونستنتج بأن ARCH أو الصدمة الماضية أو الأخبار أثرت على تباين البواقي GARCH.

2 - معامل GARCH(-1) و C(5) له قيمة p-value = 0.000 وهذه القيمة أقل من 0.05 وبسبب ذلك فإننا نرفض فرض العدم $H_0$ القائل بأن المعامل يساوي صفر، المعامل مع تباين بفترة تباطؤ GARCH(-1) ذو معنوية إحصائية ونستنتج بأن هناك التباين مختلف.

3 - كلاً من حد الخطأ المربع مع فترة تباطؤ وحد التباين الشرطي مع فترة تباطؤ كلاهما ذو معنوية إحصائية، وبما أن التباين الشرطي مع فترة تباطؤ يؤثر في التباين الشرطي الحالي فهذا دليل واضح على أن هناك تأثير لـ ARCH أكثر وضوحاً.

4 - الدليل الثاني لذلك هو أن مجموع المعاملات لهذين العنصرين أكبر من 1 حيث أن المجموع 0.307546 + 0.729126 = 1.036672 .

5 - معامل RDJ و C(6) لهما قيمة p-value = 0.117 وهي أقل من 0.05 وبسبب ذلك فإننا نرفض فرض العدم $H_0$ القائل بأن المعامل يساوي صفر، ويمكننا حساب هذا العامل الخارجي - وهو متوسط الصناعة لمؤشر داوجونز - والذي له تأثير على تباين بواقي GARCH والتقلب يمكن تفسيره جزئياً في ضور هذا العامل.

6 - معامل RDAX و C(7) له قيمة p-value = 0.8964 وهذه القيمة أكبر من 0.05 وذلك لا يمكننا رفض فرض العدم $H_0$ القائل بأن هذا المعامل يساوي صفر، ويمكننا حساب العامل الخارجي - وهو مؤشر أسعار سوق أسهم فرانكفورت - والذي ليس له تأثير على تباين بواقي GARCH والتقلبات لا يمكن تفسيرها جزئياً في ضوء هذا العامل الخارجي.

## تحليل البواقي لهذا النموذج

## فحص الارتباط الذاتي

من نتائج المتغير ARCH أنقر على View ثم اختر residual diagnostics ومن القائمة اختر correlogram residual squared.

1 - $H_0$ : ليس هناك ارتباط ذاتي.

2 - $H_1$ : هناك ارتباط ذاتي.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 04/13/20 Time: 01:26
Sample: 3/19/2008 3/05/2012
Included observations: 998

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.002 | 0.002 | 0.0039 | 0.950 |
| | | 2 | -0.029 | -0.029 | 0.8673 | 0.648 |
| | | 3 | 0.070 | 0.070 | 5.7824 | 0.123 |
| | | 4 | 0.003 | 0.002 | 5.7917 | 0.215 |
| | | 5 | -0.017 | -0.013 | 6.0709 | 0.299 |
| | | 6 | -0.018 | -0.023 | 6.3917 | 0.381 |
| | | 7 | -0.018 | -0.019 | 6.7037 | 0.460 |
| | | 8 | -0.009 | -0.008 | 6.7910 | 0.559 |
| | | 9 | -0.015 | -0.013 | 7.0104 | 0.636 |
| | | 10 | -0.030 | -0.028 | 7.9276 | 0.636 |

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

**الشكل 8. 34: جدول الارتباط والبواقي المعيارية المربعة**

سوف نركز على عمود Prob في الشكل 34.8:

4 - من الواضح بأن قيمة p-values أكبر من 0.05.

5 - بما أن p-values أكبر من 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم $H_0$.

6 - لا توجد مشكلة الارتباط الذاتي.

**فحص مشكلة اختلاف التباين** Check for heteroskedasticity

**من مخرجات ARCH أنقر على Views ثم اختر residual diagnostics ومن القائمة اختر ARCH LM**

1 - $H_0$ : لا توجد مشكلة اختلاف التباين.

2 - $H_1$ : توجد مشكلة اختلاف التباين.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

وبناءً على مخرجات الشكل 35.8 فإن Obs*R-squared = 5.041692

4 - **قيمة الاحتمال لكاي تربيع تساوي 0.1688** = Prob. Chi-Square

5 - 0.1688 > 0.05 وبالتالي لا يمكننا رفض فرض العدم.

6 - ليس هناك وجود لمشكلة اختلاف التباين.

## فحص التوزيع الطبيعي

من مخرجات المتغير ARCH انقر على View ثم اختر residual diagnostics ومن القائمة اختر Residual Normality

1 - $H_0$ : البواقي تتوزع توزيع طبيعي.

2 - $H_1$ : البواقي لا تتوزع توزيع طبيعي.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Un...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: ARCH

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.926058 | Prob. F(3,991) | 0.1237 |
| Obs*R-squared | 5.767865 | Prob. Chi-Square(3) | 0.1235 |

Test Equation:
Dependent Variable: WGT_RESID^2
Method: Least Squares
Date: 04/13/20 Time: 01:28
Sample (adjusted): 3/26/2008 3/05/2012
Included observations: 995 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.955766 | 0.112374 | 8.505261 | 0.0000 |
| WGT_RESID^2(-1) | 0.004353 | 0.031687 | 0.137381 | 0.8908 |
| WGT_RESID^2(-2) | -0.029589 | 0.031671 | -0.934256 | 0.3504 |
| WGT_RESID^2(-3) | 0.070198 | 0.031685 | 2.215515 | 0.0270 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.005797 | Mean dependent var | 1.000830 |
| Adjusted R-squared | 0.002787 | S.D. dependent var | 3.087594 |
| S.E. of regression | 3.083288 | Akaike info criterion | 5.093882 |
| Sum squared resid | 9421.105 | Schwarz criterion | 5.113592 |
| Log likelihood | -2530.206 | Hannan-Quinn criter. | 5.101375 |
| F-statistic | 1.926058 | Durbin-Watson stat | 2.000278 |
| Prob(F-statistic) | 0.123658 | | |

الشكل 8. 35: اختبار اختلاف التباين: ARCH

وبناءً على مخرجات الشكل 36.8 فإن إحصائية اختبار جاركوبيرا تساوي
Jarque–Bera test statistic = 2362.519

4 – P–value = **0.0000**

**5 – بما أن 0.05 < 0.000 = p–value لذلك يمكننا رفض فرض العدم $H_0$.**

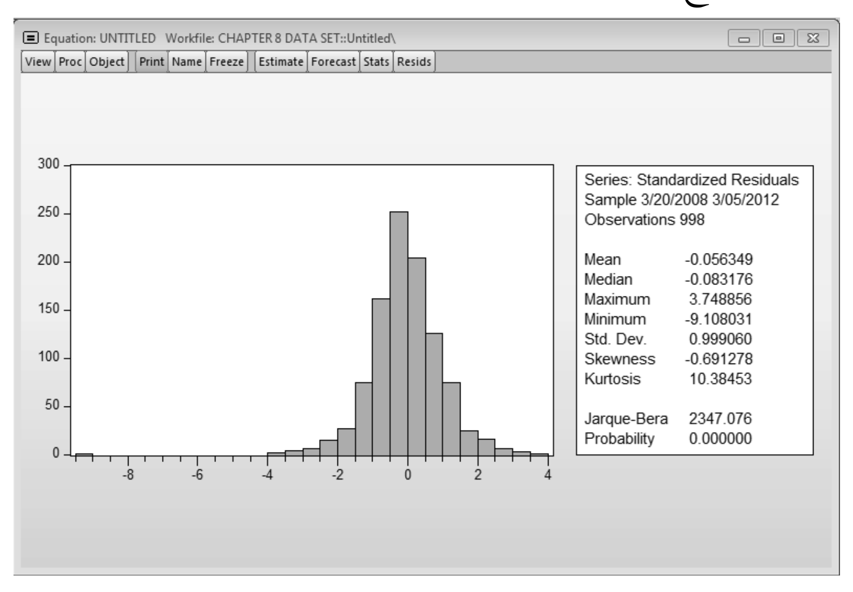
**6 – البواقي لا تتوزع توزيع طبيعي.**

**باستخدام الخيار** Student's t with Fixed df **في الخانة** Error Distribution (كما هو موضح في الشكل 37.8)

| انقر على Quick/Estimate Equation اكتب اسم متغيرات المعادلة الأساسية فقط كما يلي:<br>RRBS C RFTSE<br>هنا لا تقم بإضافة أسماء العوامل الخارجية في حساب هذا الانحدار، في الخيار method اختر ARCH وانقر على OK. |
|---|

## كيف يتم التعامل مع نافذة تقدير المعادلة Equation Estimation ؟

نافذة المتغير ARCH تحتوي على جزئين هما: التحديد والخيارات.
سوف نتعامل مع الجزء الخاص بالتحديد:




**الشكل 8. 36: أختبار التوزيع الطبيعي ARCH**

**الشكل 8. 37: تقدير نموذج ARCH**

**1 - في الخيار** Mean Equation : **متغيرات المعادلة الرئيسية وهي تتضمن التقاطع الذي يظهر بشكل تلقائي في الصندوق لذلك فليس هناك حاجة في إضافة أي تغييرات هنا.**

**2 - اترك صندوق** ARCH-M **كما هو:** None.

**3 - في خيار** variance and distribution specification :

**أ) من قائمة** model **اختر** GARCH/TARCH

**ب) اختر 1 للحد** ARCH **واختر 1 للحد** GARCH.

**ج) أترك** Threshold order **كما هو 0.**

**د) بالنسبة لخيار** restrictions **اتركه كما هو** None.

**هـ) وفي الخيار** Variance regressors **اكتب اسم العوامل الخارجية** RDJ **و** RDAX.

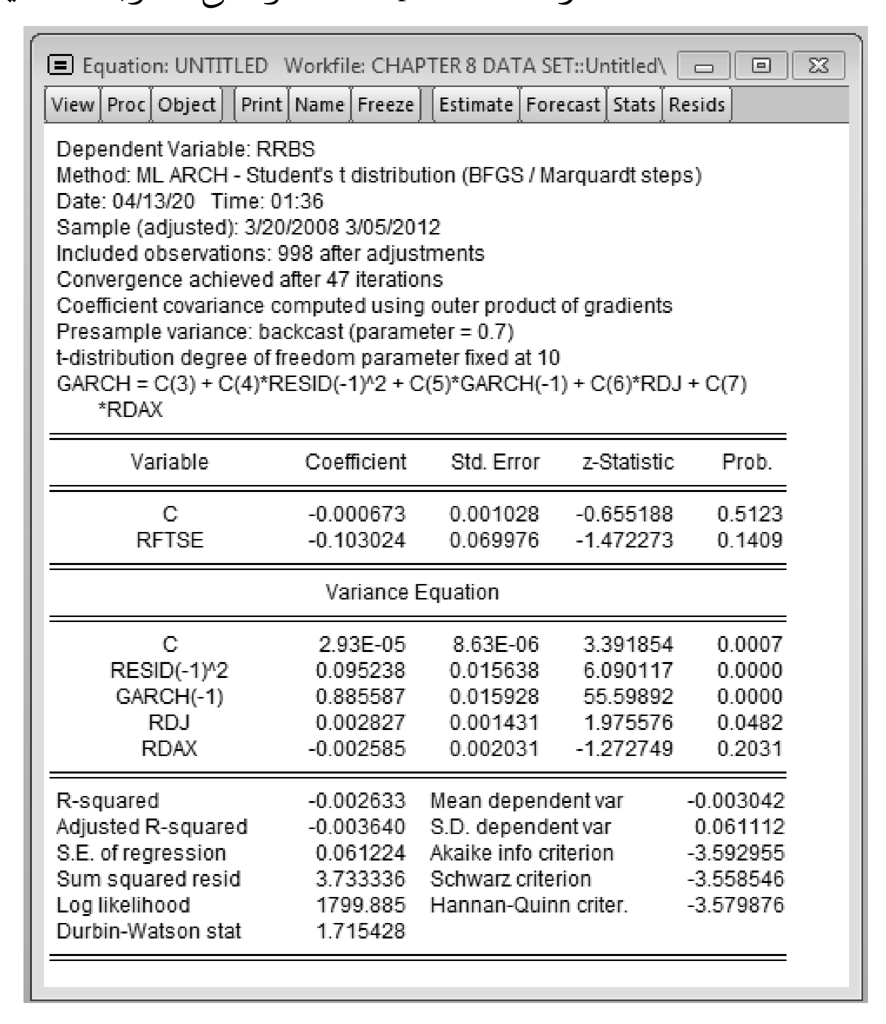
و) في الخيار Error Distribution اختر Student's with fixed df.

**4** – أترك Estimation Settings كما هي بدون تعديل.

**5** – أنقر OK.

الشكل 38.8 يعرض مخرجات ARCH و GARCH: التوزيع في هذه الحالة يُسمى توزيع تي Student's t distribution.

تحت القائمة View اختر Representation للحصول على المخرجات التالية



Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: RRBS
Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 04/13/20 Time: 01:36
Sample (adjusted): 3/20/2008 3/05/2012
Included observations: 998 after adjustments
Convergence achieved after 47 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
t-distribution degree of freedom parameter fixed at 10
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*RDJ + C(7)
*RDAX

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.000673 | 0.001028 | -0.655188 | 0.5123 |
| RFTSE | -0.103024 | 0.069976 | -1.472273 | 0.1409 |
| | | Variance Equation | | |
| C | 2.93E-05 | 8.63E-06 | 3.391854 | 0.0007 |
| RESID(-1)^2 | 0.095238 | 0.015638 | 6.090117 | 0.0000 |
| GARCH(-1) | 0.885587 | 0.015928 | 55.59892 | 0.0000 |
| RDJ | 0.002827 | 0.001431 | 1.975576 | 0.0482 |
| RDAX | -0.002585 | 0.002031 | -1.272749 | 0.2031 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | -0.002633 | Mean dependent var | -0.003042 |
| Adjusted R-squared | -0.003640 | S.D. dependent var | 0.061112 |
| S.E. of regression | 0.061224 | Akaike info criterion | -3.592955 |
| Sum squared resid | 3.733336 | Schwarz criterion | -3.558546 |
| Log likelihood | 1799.885 | Hannan-Quinn criter. | -3.579876 |
| Durbin-Watson stat | 1.715428 | | |

**الشكل 8. 38: مخرجات ARCH و GARCH**

**المعادلة المقدرة:**

RRBS = C(1) + C(2)*RFTSE

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)$^2$ + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*RDJ + C(7)*RDAX

**العوامل البديلة**

RRBS = -0.000672926747248 - 0.103030746203*RFTSE

GARCH = 2.92664285293e-5 + 0.0952620258503*RESID(-1)$^2$ + 0.885561667313*GARCH(-1) + 0.00282713540958*RDJ - 0.0025837 $329938799#*RDAX

## تحليل النتائج من ARCH/GARCH باستخدام توزيع t

### المعادلة الرئيسية

معامل المتغير RFTSE وهي C(2) له قيمة p-value = 0.1409 وهذه القيمة أكبر من 0.05 وبالتالي فإن هذا المعامل ليس ذو معنوية إحصائية وهذا دليل على أن المتغير ليس له تأثير على أسعار أسهم RBS.

### معادلة التباين GARCH

تباين بواقي GARCH هي دالة لمتغيرين داخليين ومتغيرين خارجيين، المتغيرين الداخليين هما مربع البواقي مع فترة تباطؤ واحدة وتمثل ARCH، والصدمة الماضية أو الأخبار بالإضافة إلى تباين مع فترة تباطؤ واحدة GARCH(-1) أو اختلاف التباين؛ العاملين الخارجيين هما RDJ و RDAX.

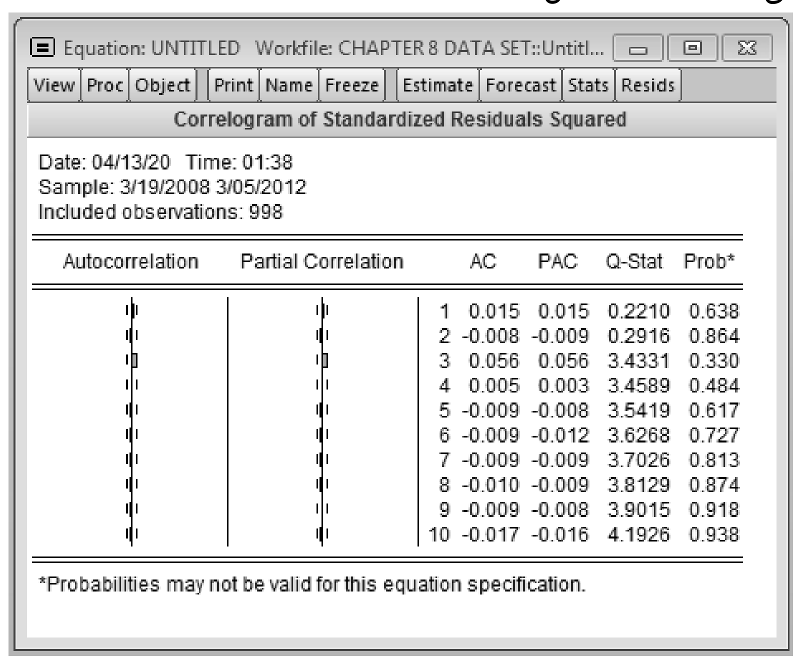
1 - معامل تربيع البواقي مع فترة تباطؤ واحدة C(4) له قيمة p-value = 0.000 وهي أقل من 0.05 وبسبب ذلك فإننا نرفض فرض العدم $H_0$ القائل بأن هذا المعامل يساوي صفر، ونستنتج بأن ARCH والصدمة الماضية أو الأخبار أثرت في تباين البواقي GARCH.

2 - معامل GARCH(-1) وهو C(5) له قيمة p-value = 0.000 وهي أقل من 0.05 وبسبب ذلك فإننا نرفض فرض العدم $H_0$ القائل بأن المعامل يساوي صفر، ومعامل التباين مع فترة تباطؤ واحدة GARCH(-1) ذو معنوية إحصائية، ونستنتج بوجود اختلاف في التباين.

3 - حد الخطأ المربع مع فترة تباطؤ وحد التباين الشرطي مع فترة تباطؤ كلاهما ذو معنوية إحصائيـــة، التباين الشرطي مع فترة التباطـــؤ يؤثر في التباين الشرطي الحالي، وهناك دليل واضح بأن هناك تأثير واضح لـ ARCH.

4 - الدليـــل الثاني هو أن مجموع المعاملات لهذين العنصرين قريب جداً من 1 الصحيح، 1, 0.095262 + 0.885562 = 0.980824

5 - معامـــل RDJ وهو C(6) له قيمـــة p-value = 0.0482 وهي أقل من 0.05 وبسبب ذلك فإننا نرفض فرض العدم $H_0$ القائل بأن المعامل يساوي صفر، ويمكننا أن نســـتنتج بأن العامل الخارجي - وهو المتوسط الصناعي لمؤشر داوجونز - أثر في تباين البواقي GARCH والتقلب يمكن تفســـيره جزئياً من خلال هذا العامل.


Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitl...
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 04/13/20 Time: 01:38
Sample: 3/19/2008 3/05/2012
Included observations: 998

| | AC | PAC | Q-Stat | Prob* |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.015 | 0.015 | 0.2210 | 0.638 |
| 2 | -0.008 | -0.009 | 0.2916 | 0.864 |
| 3 | 0.056 | 0.056 | 3.4331 | 0.330 |
| 4 | 0.005 | 0.003 | 3.4589 | 0.484 |
| 5 | -0.009 | -0.008 | 3.5419 | 0.617 |
| 6 | -0.009 | -0.012 | 3.6268 | 0.727 |
| 7 | -0.009 | -0.009 | 3.7026 | 0.813 |
| 8 | -0.010 | -0.009 | 3.8129 | 0.874 |
| 9 | -0.009 | -0.008 | 3.9015 | 0.918 |
| 10 | -0.017 | -0.016 | 4.1926 | 0.938 |

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

**الشكل 8. 39: جدول الارتباط للبواقي المعيارية المربعة**

6 - معامـــل RDAX وهو C(7) له قيمة p-value = 0.2034 وهو أكبر من 0.05 وبسبب ذلك فإننا لا نســـتطيع رفض فرض العدم $H_0$ القائل بأن المعامل يساوي صفر، ويمكننا أن نستنتج بأن العامل الخارجي - وهو مؤشر أسعار

سوق أســهم فرانكفورت - ليســت له تأثير على تباين البواقي GARCH والتقلب لا يمكن تفسيره بواسطة هذا العامل.

## تحليل بواقي هذا النموذج

### فحص الارتباط الذاتي

من نافذة نتائج ARCH انقر على View ثم اختر residual diagnostics ومن القائمة اختر correlogram residuals squared (الشكل 39.8).

1 - $H_0$ : ليس هناك ارتباط ذاتي.

2 - $H_1$ : هناك ارتباط ذاتي.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

سوف نركز على عمود Prob في الشكل 40.8.

4 - قيم p-values أكبر من 0.05

5 - وحيث أن p-values أكبر من 0.05 لذلك نرفض فرض العدم $H_0$.

6 - ليس هناك وجود لمشكلة الارتباط الذاتي.

### فحص اختلاف التباين

في نافذة مخرجات ARCH أنقر على View ثــم اختر من القائمة residual diagnostics واختر ARCH LM.

1 - $H_0$ : ليس هناك مشكلة اختلاف تباين.

2 - $H_1$ : هناك مشكلة اختلاف تباين.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

بنــاءً على النتائــج المعروضــة في الشــكل 40.8 فــإن Obs*R-squared = 3.442766

Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: ARCH

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.146671 | Prob. F(3,991) | 0.3292 |
| Obs*R-squared | 3.441951 | Prob. Chi-Square(3) | 0.3284 |

Test Equation:
Dependent Variable: WGT_RESID^2
Method: Least Squares
Date: 04/13/20 Time: 01:40
Sample (adjusted): 3/26/2008 3/05/2012
Included observations: 995 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 1.125360 | 0.191137 | 5.887719 | 0.0000 |
| WGT_RESID^2(-1) | 0.015522 | 0.031716 | 0.489408 | 0.6247 |
| WGT_RESID^2(-2) | -0.009498 | 0.031718 | -0.299438 | 0.7647 |
| WGT_RESID^2(-3) | 0.056241 | 0.031716 | 1.773281 | 0.0765 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.003459 | Mean dependent var | 1.200140 |
| Adjusted R-squared | 0.000442 | S.D. dependent var | 5.665328 |
| S.E. of regression | 5.664075 | Akaike info criterion | 6.310176 |
| Sum squared resid | 31793.00 | Schwarz criterion | 6.329886 |
| Log likelihood | -3135.313 | Hannan-Quinn criter. | 6.317669 |
| F-statistic | 1.146671 | Durbin-Watson stat | 2.000385 |
| Prob(F-statistic) | 0.329186 | | |

**الشكل 8. 40: اختبار اختلاف التباين**

4 - الاحتمال لكاي تربيع يساوي Prob. Chi–Square = 0.3283

5 - قيمة الاحتمال Prob = 0.3283 > 0.05 وبالتالي نرفض فرض العدم $H_0$.

6 - ليس هناك مشكلة اختلاف تباين.

## فحص التوزيع الطبيعي

من خلال مخرجات ARCH انقر على View واختر residual diagnostics ومن القائمة اختر Residual normality

1 - $H_0$ : البواقي تتوزع توزيع طبيعي.

2 - $H_1$ : البواقي لا تتوزع توزيع طبيعي.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

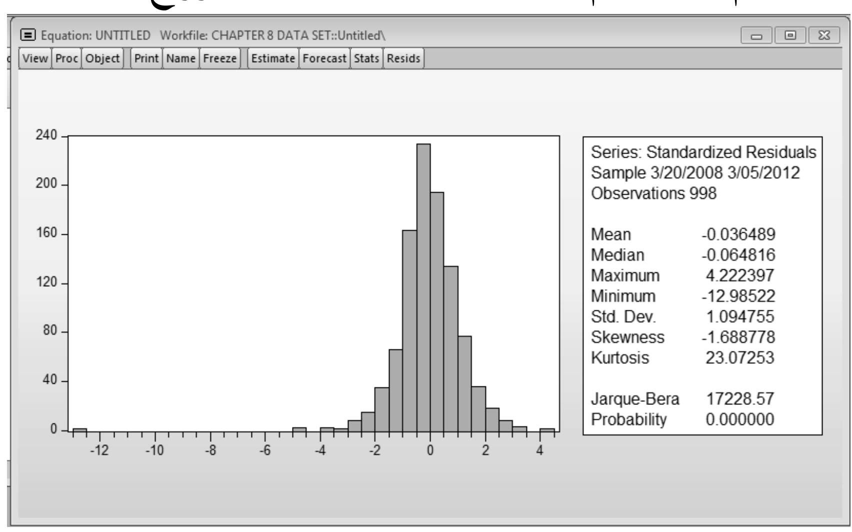
بناءً على النتائج المعروضة في الشكل 8.41 فإن إحصائية اختبار جاركيوبيرا تساوي 17221.68 Jarque-Bera test statistic.

4 - قيمة p-value = 0.000

5 - يمكننا رفض فرض العدم $H_0$.

6 - البواقي لا تتوزع توزيع طبيعي.

**3. باستخدام الخطأ العام (GED) Generalized Error كتوزيع للخطأ**




**الشكل 8. 41: إحصائية اختبار جاركيوبيرا**

أنقر على Quick / Estimate Equation ثم اكتب أسماء المتغيرات للنموذج الرئيسي فقط كما يلي:

RRBS C RFTSE

لا تقم بإضافة أسماء العوامل الخارجي لحساب هذا الانحدار.

في الخيار method اختر ARCH ثم انقر OK كما في الشكل 42.8.

**كيف نتعامل مع نافذة Equation Estimation ؟**

نافذة ARCH لها جزئين: التحديد والخيارات.

**سوف نتعامل مع الجزء الخاص بالتحديد:**

1 - في خيار Mean Equation : متغيرات المعادلة الرئيسية تتضمن التقاطع والذي يظهر بشكل تلقائي لذلك لا تحتاج إلى تعديل أي شيء هنا.

2 - أترك ARCH-M كما هو: None.

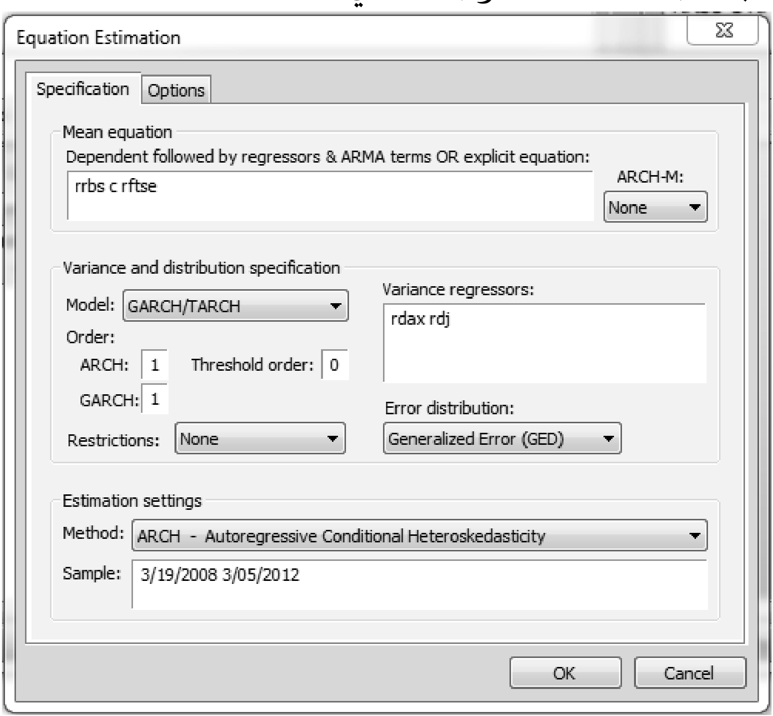
3 - في الخيار variance and distribution specification اختر

أ) من قائمة model اختر GARCH/TARCH.

ب) اختر 1 للخيار ARCH واختر 1 للخيار GARCH.

ج) أترك Threshold order كما هو 0.

د) بالنسبة restriction اتركها كما هي None.




**الشكل 8. 42: صياغة معادلة ARCH**

هـ) في الخيار Variance regressors اطبع أسماء المتغيرات الخارجية RDJ و RDAX.

و) في الخيار Error Distribution اختر (Generalize Error (GED.

**4 - اترك** Estimation Settings **كما هي.**

**5 - أنقر على** OK.

مخرجات ARCH و GARCH: التوزيع وفقاً لهذه الطريقة يُسمى **تعميم الخطأ** Generalize Erro (الشكل 43.8)، من النافذة اختر View ثم اختر Representation سوف تحصل على:

**المعادلة المقدرة:**

RRBS = C(1) + C(2)*RFTSE

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)$^2$ + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*RDJ + C(7)*RDAX

**المعاملات المستبدلة**

RRBS = -0.00180553895589 - 0.071258180958*RFTSE

GARCH = 3.93856073084e-05 + 0.160036844195*RESID(-1)$^2$ + 0.840161327051*GARCH(-1) + 0.00336141819334*RDJ - 0.00197366

$32147581#*RDAX

**تحليل نتائج ARCH/GARCH باستخدام الخطأ العام GED**

Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitl...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: RRBS
Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (BFGS / Marquardt steps)
Date: 04/13/20 Time: 01:44
Sample (adjusted): 3/20/2008 3/05/2012
Included observations: 998 after adjustments
Convergence achieved after 47 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1) + C(6)*RDAX + C(7)*RDJ

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.001806 | 0.000924 | -1.954190 | 0.0507 |
| RFTSE | -0.071216 | 0.062811 | -1.133813 | 0.2569 |
| | | Variance Equation | | |
| C | 3.94E-05 | 1.57E-05 | 2.509404 | 0.0121 |
| RESID(-1)^2 | 0.160037 | 0.028660 | 5.584074 | 0.0000 |
| GARCH(-1) | 0.840161 | 0.026190 | 32.07891 | 0.0000 |
| RDAX | -0.001974 | 0.003035 | -0.650267 | 0.5155 |
| RDJ | 0.003361 | 0.002220 | 1.514223 | 0.1300 |
| GED PARAMETER | 1.198182 | 0.051335 | 23.34050 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | -0.001036 | Mean dependent var | -0.003042 |
| Adjusted R-squared | -0.002041 | S.D. dependent var | 0.061112 |
| S.E. of regression | 0.061175 | Akaike info criterion | -3.577904 |
| Sum squared resid | 3.727388 | Schwarz criterion | -3.538579 |
| Log likelihood | 1793.374 | Hannan-Quinn criter. | -3.562956 |
| Durbin-Watson stat | 1.716105 | | |

**الشكل 8. 43: مخرجات ARCH و GARCH**

## المعادلة الرئيسية

معامل RFTSE والذي هو C(2) له قيمة p-value = 0.2566 وهي أكبر من 0.05 فهذا المعامل ليس ذو معنوية إحصائية، وهذا دليل على أن المتغير ليس لم يؤثر في أسعار أسهم RBS.

**معادلة تباين GARCH**

تباين البواقي GARCH هو دالة لمتغيرين داخليين ومتغيرين خارجيين، المتغيرين الداخليين هما: مربع البواقي مع فترة تباطؤ واحدة ARCH والصدمة الماضية أو الاخبار بالإضافة إلى تباين البواقي مع فترة تباطؤ واحدة GARCH أو اختلاف تباين، العاملين الخارجيين هما RDJ و RDAX.

1 - معامل البواقي المربعة مع فترة تباطؤ واحدة (4)C له قيمة p-value = 0.000 وهي أصغر من 0.05 وبسبب ذلك فإننا نرفض فرض العدم $H_0$ القائل بأن المعامل يساوي صفر، ونستنتج بأن ARCH أو الصدمة الماضية أو الاخبار أثرت على تباين البواقي GARCH.

2 - معامل (1-)GARCH والذي هو (5)C له قيمة p-value = 0.000 وهي أقل من 0.05 وبسبب ذلك فإننا نرفض فرض العدم $H_0$ القائل بأن المعامل يساوي صفر، معامل التباين مع فترة تباطؤ واحدة (1-)GARCH ذو معنوية إحصائية ونستنتج بوجود اختلاف في التباين.

3 - حد الخطأ المربع مع فترة تباطؤ وحد التباين الشرطي مع فترة تباطؤ كلاهما ذو معنوية إحصائية، التباين الشرطي مع فترة تباطؤ يؤثر في التباين الشرطي الحالي وهناك دليل واضح بأن هناك تأثير واضح لـ ARCH.

4 - الدليل الثاني وهو أن مجموع معاملات هذين العنصري أكبر من 1 صحيح 1.000162 = 0.840300 + 0.159862.

5 - معامل RDJ وهو (6)C له قيمة p-value = 0.1299 وهي أكبر من 0.05 وبسبب ذلك لا يمكننا رفض فرض العدم $H_0$ القائل بأن المعامل يساوي صفر، ونستنتج بأن العامل الخارجي - المتوسط الصناعي لمؤشر داوجونز - لم يؤثر في تباين البواقي GARCH وأن التقلبات لا يمكن تفسيرها بواسطة هذا العامل.

6 - معامل RDAX والذي هو (7)C له قيمة p-value = 0.5140 وهي أكبر من 0.05 وسبب ذلك فلا يمكننا رفض فرض العدم $H_0$ القائل بأن المعامل يساوي صفر، ونستنتج بأن العامل الخارجي - وهو مؤشر أسعار الصرف

في بورصة فرانكفورت - لم يؤثر في تباين البواقي GARCH والتقلبات لا يمكننا تفسيرها ولو جزئياً بناءً على التغير في هذا العامل.

## تحليل البواقي لهذا النموذج

### فحص الارتباط الذاتي أو الارتباط التسلسلي

من مخرجات ARCH انقر على View ثم اختر residual diagnostics ومن القائمة اختر correlogram residuals squared.

1 - $H_0$ : لا يوجد ارتباط تسلسلي.

2 - $H_1$ : يوجد ارتباط تسلسلي.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05.

**سوف نركز على عمود الاحتمال Prob في الشكل 44.8.**

4 - قيم p-values أكبر من 0.05.

5 - بما أن قيم p-values أكبر من 0.05 فلا يمكننا رفض فرض العدم $H_0$ بل نقوم بقبوله.

6 - لا وجود لمشكلة الارتباط التسلسلي.

### فحص اختلاف التباين Check for Heteroskedasticity

من مخرجات ARCH انقر على View واختر residual diagnostics ومن القائمة اختر ARCH LM.

1 - $H_0$ : لا وجود لمشكلة اختلاف التباين.

2 - $H_1$ : توجد مشكلة اختلاف التباين.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05.

**بناءً على الشكل 45.8 فإن R تربيع تساوي 4.460577**

4 - احتمالية كاي تربيع تساوي 0.2158

5 - احتمالية كاي تربيع أكبر من 0.05 وبالتالي لا يمكننا رفض فرض العدم.

6 - هناك وجود لمشكلة اختلاف التباين.

Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Unti...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

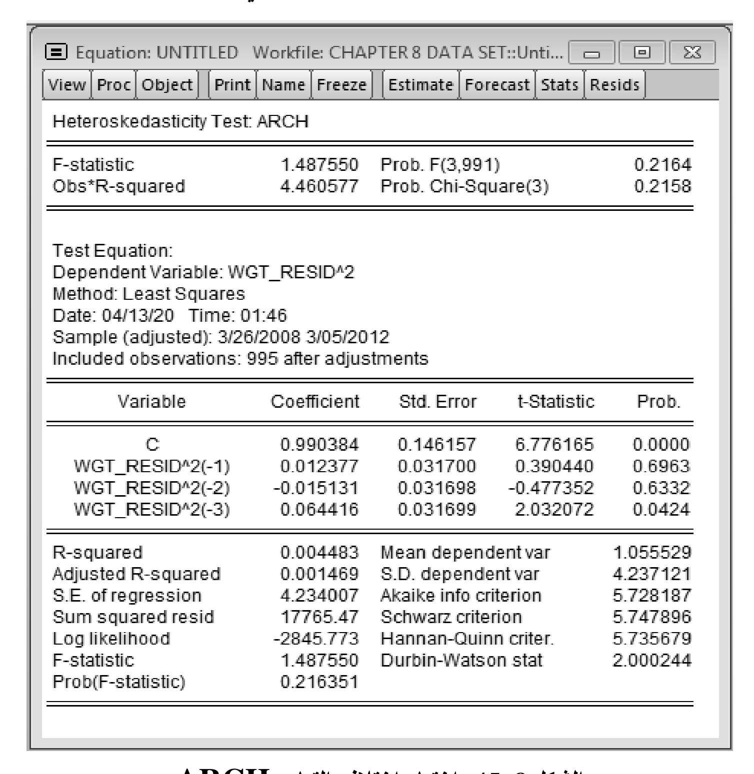
Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 04/13/20 Time: 01:46
Sample: 3/19/2008 3/05/2012
Included observations: 998

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.011 | 0.011 | 0.1256 | 0.723 |
| | | 2 | -0.014 | -0.014 | 0.3283 | 0.849 |
| | | 3 | 0.064 | 0.064 | 4.4448 | 0.217 |
| | | 4 | 0.003 | 0.002 | 4.4566 | 0.348 |
| | | 5 | -0.012 | -0.010 | 4.5999 | 0.467 |
| | | 6 | -0.013 | -0.017 | 4.7617 | 0.575 |
| | | 7 | -0.013 | -0.013 | 4.9306 | 0.668 |
| | | 8 | -0.012 | -0.010 | 5.0689 | 0.750 |
| | | 9 | -0.012 | -0.010 | 5.2206 | 0.815 |
| | | 10 | -0.022 | -0.020 | 5.7092 | 0.839 |

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

الشكل 8. 44: جدول الارتباط للبواقي المعيارية



Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Unti...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: ARCH

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.487550 | Prob. F(3,991) | 0.2164 |
| Obs*R-squared | 4.460577 | Prob. Chi-Square(3) | 0.2158 |

Test Equation:
Dependent Variable: WGT_RESID^2
Method: Least Squares
Date: 04/13/20 Time: 01:46
Sample (adjusted): 3/26/2008 3/05/2012
Included observations: 995 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.990384 | 0.146157 | 6.776165 | 0.0000 |
| WGT_RESID^2(-1) | 0.012377 | 0.031700 | 0.390440 | 0.6963 |
| WGT_RESID^2(-2) | -0.015131 | 0.031698 | -0.477352 | 0.6332 |
| WGT_RESID^2(-3) | 0.064416 | 0.031699 | 2.032072 | 0.0424 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.004483 | Mean dependent var | 1.055529 |
| Adjusted R-squared | 0.001469 | S.D. dependent var | 4.237121 |
| S.E. of regression | 4.234007 | Akaike info criterion | 5.728187 |
| Sum squared resid | 17765.47 | Schwarz criterion | 5.747896 |
| Log likelihood | -2845.773 | Hannan-Quinn criter. | 5.735679 |
| F-statistic | 1.487550 | Durbin-Watson stat | 2.000244 |
| Prob(F-statistic) | 0.216351 | | |

الشكل 8. 45: اختبار اختلاف التباين ARCH

## فحص التوزيع الطبيعي

من مخرجات ARCH أنقر على View ثم اختر residual diagnostics ومن القائمة اختر residual normality.

1 - البواقي تتوزع توزيع طبيعي.

2 - البواقي لا تتوزع توزيع طبيعي.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05.

**بناءً على نتائج الشكل 46.8 فإن إحصائية اختبار جاركوبيرا تساوي 8500.638**

4 - P-value = 0.000

5 - بما أن قيمة p-value أصغير من 0.05 فيمكننا رفض فرض العدم $H_0$.

6 - البواقي لا تتوزع توزيع طبيعي.

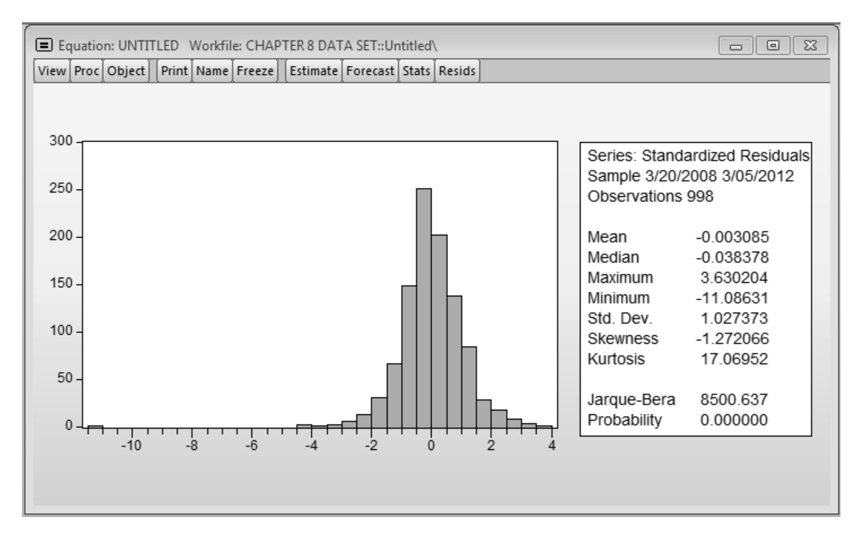
## تأثيرات الرافعة

أشار Nelson (1991) بأن معادلة التباين والتي تكون صيغتها كما يلي:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[ \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right]$$

## مميزات هذا النموذج:

بما أن صغنا نموذج $\log(\sigma_t^2)$ حتى وإذا كان المعاملات سالبة فإن $\sigma_t^2$ سوف تكون موجبة.




**الشكل 8. 46: احصائية اختبار جاركيوبيرا**

**لا يمكننا أن نأخذ في الاعتبار تأثير الرافعة: فإذا كانت العلاقة بين التقلبات والعوائد سالبة فإن سوف تكون سالبة.**

**مستخدماً EViews**

أنقر على Quick / Estimate Equation ثم اطبع متغيرات النموذج الرئيسي فقط كما يلي:

RRBS C RFTSE

لا تقم بإضافة أسماء العوامل الخارجية في حساب هذا الانحدار؛ في الخيار method اختر ARCH ثم أنقر OK سوف تحصل على نتائج كما في الشكل 47.8.

## كيف نتعامل مع نافذة تقدير المعادلة Equation Estimation؟

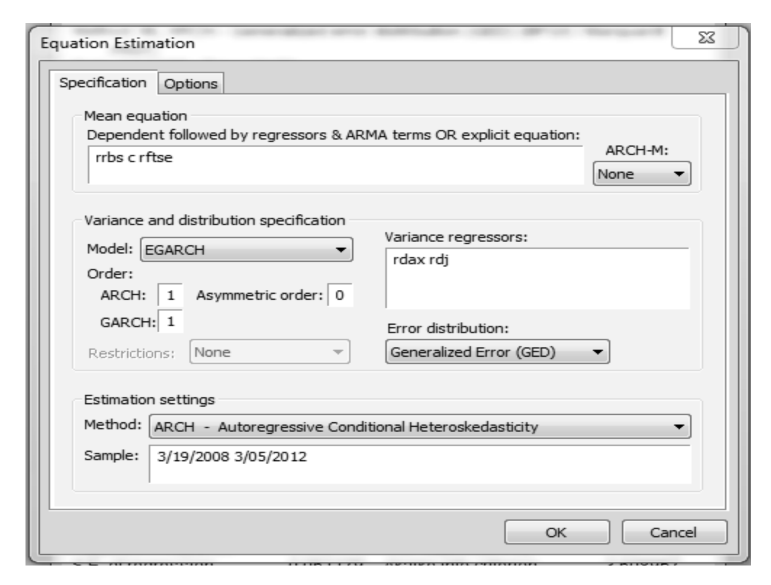
نافذة ARCH تتكون من جزئين هما: التحديد والخيارات.

سوف نتعامل مع جزء التحديد.

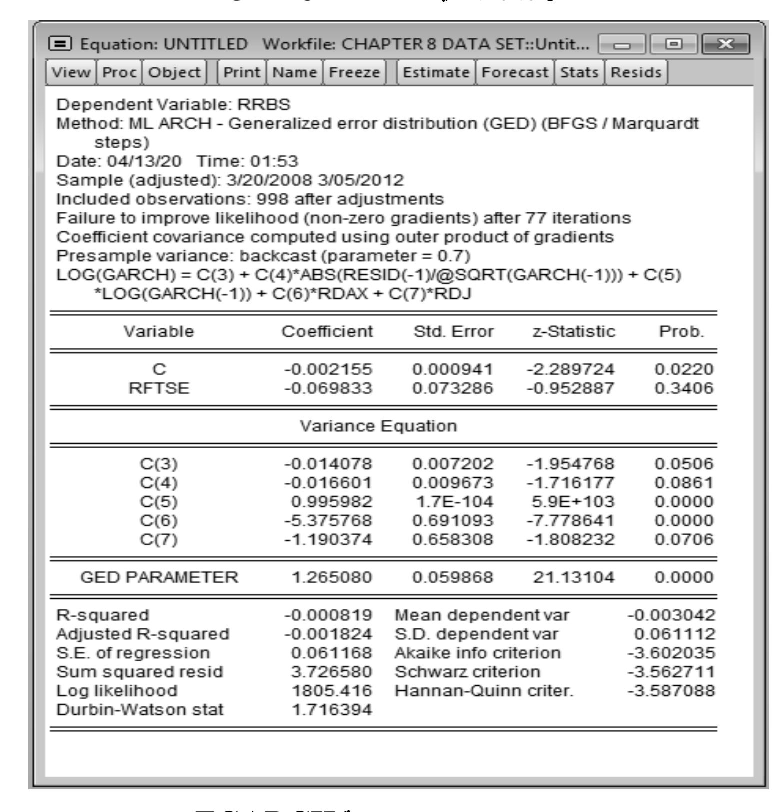
1 - Mean Equation : متغيرات المعادلة الرئيسية تتضمن التقاطع والذي سوف يظهر بشكل تلقائي في النافذة لذلك لا تحتاج إلى إجراء أي تعديلات هنا.

2 - اترك الخيار ARCH-M كما هو None.

3 - التباين ومحدد التوزيع:




الشكل 8. 47: صياغة معادلة EGARCH



Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: RRBS
Method: ML ARCH - Generalized error distribution (GED) (BFGS / Marquardt steps)
Date: 04/13/20 Time: 01:53
Sample (adjusted): 3/20/2008 3/05/2012
Included observations: 998 after adjustments
Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 77 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(5)*LOG(GARCH(-1)) + C(6)*RDAX + C(7)*RDJ

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.002155 | 0.000941 | -2.289724 | 0.0220 |
| RFTSE | -0.069833 | 0.073286 | -0.952887 | 0.3406 |
| | | Variance Equation | | |
| C(3) | -0.014078 | 0.007202 | -1.954768 | 0.0506 |
| C(4) | -0.016601 | 0.009673 | -1.716177 | 0.0861 |
| C(5) | 0.995982 | 1.7E-104 | 5.9E+103 | 0.0000 |
| C(6) | -5.375768 | 0.691093 | -7.778641 | 0.0000 |
| C(7) | -1.190374 | 0.658308 | -1.808232 | 0.0706 |
| GED PARAMETER | 1.265080 | 0.059868 | 21.13104 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | -0.000819 | Mean dependent var | -0.003042 |
| Adjusted R-squared | -0.001824 | S.D. dependent var | 0.061112 |
| S.E. of regression | 0.061168 | Akaike info criterion | -3.602035 |
| Sum squared resid | 3.726580 | Schwarz criterion | -3.562711 |
| Log likelihood | 1805.416 | Hannan-Quinn criter. | -3.587088 |
| Durbin-Watson stat | 1.716394 | | |

الشكل 8. 48: مخرجات معادلة EGARCH

أ) من قائمة model اختر EGARCH.

ب) اختر 1 للخيار ARCH واختر 1 للخيار GARCH.

ج) اترك Threshold order كما هو يساوي 0.

د) بالنسبة للخيار Restrictions أتركه كما هو None.

هـ) في خيار Variance regressors اكتب أسماء العوامل الخارجية RDJ و RDAX.

و) في الخيار Error Distribution اختر (GED) Generalize Error.

4 - أترك Estimation Settings كما هي.

5 - أنقر OK (الشكل 48.8).

**تحت View اختر Representation سوف تحصل على المخرجات التالية:**

**المعادلة المقدرة**

RRBS = C(1) + C(2)*RFTSE

LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(5)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1)) + C(7)*RDJ

**المعاملات المستبدلة**

RRBS = - 0.002177 - 0.07862*RFTSE

LOG(GARCH) = -0.01235 - 0.019110*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) - 0.99595*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))-5.271494*LOG(GARCH(-1)) - 1.260094*RDG

**التركيز الرئيسي يكون على معامل RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) وهو C(5)**

هذا المعامل موجب ويساوي 0.995959 وذو معنوية إحصائية لأن قيمة p-value لهذا المعامل تساوي 0.0000 وهي أقل من 0.05 ويمكننا أن نستنتج أن هناك وجود تأثير للرافعة.

## تحليل بواقي هذا النموذج

### فحص الارتباط الذاتي

من مخرجات ARCH انقر على View واختر residual diagnostics ومن القائمة اختر correlogram residuals squared.

1 - $H_0$ : لا يوجد ارتباط متسلسل.

2 - $H_1$ : يوجد ارتباط متسلسل.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

سوف نركز على عمود الاحتمال Prob في الشكل 49.8.

4 - قيم p-values أكبر من 0.05.

5 - حيث أن قيم p-values أكبر من 0.05 لذلك لا يمكننا رفض فرضية العدم $H_0$ بل نقبلها.

6 - لا وجود لمشكلة الارتباط المتسلسل.

### فحص اختلاف التباين

من مخرجات ARCH انقر على View ثم اختر residual diagnostics ومن القائمة اختر ARCH LM.

1 - $H_0$ : ليس هناك وجود لمشكلة اختلاف التباين.

2 - $H_1$ : هناك وجود لمشكلة اختلاف التباين.

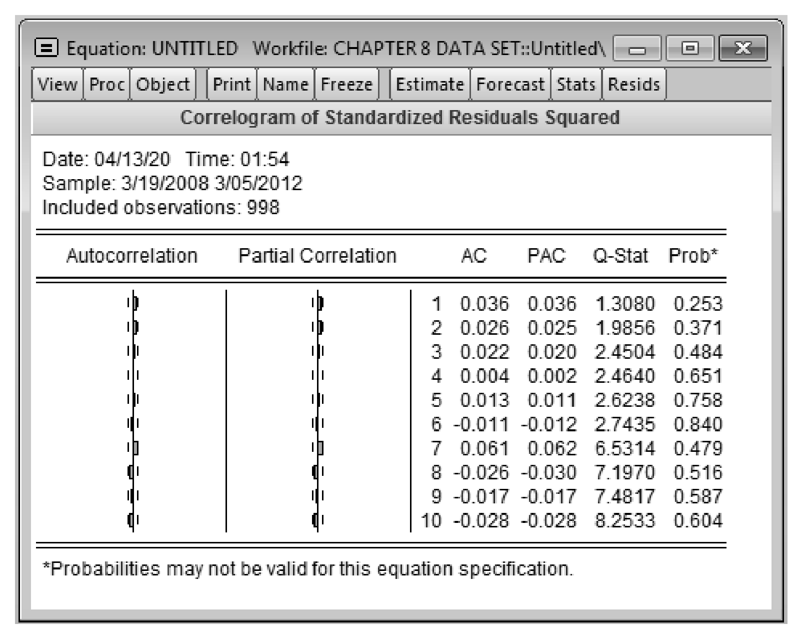
3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

**بناءً على مخرجات الشكل 8.50 فإن قيمة R المربعة تساوي 1.811635**

4 - قيمة احتمال كاي تربيع تساوي Prob. Chi-Square = 0.6124

5 - بما أن قيمة احتمال كاي تربيع أكبر من 0.05 فإنه لا يمكننا رفض فرضية العدم $H_0$.

6 - ليس هناك وجود لمشكلة اختلاف التباين.



Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

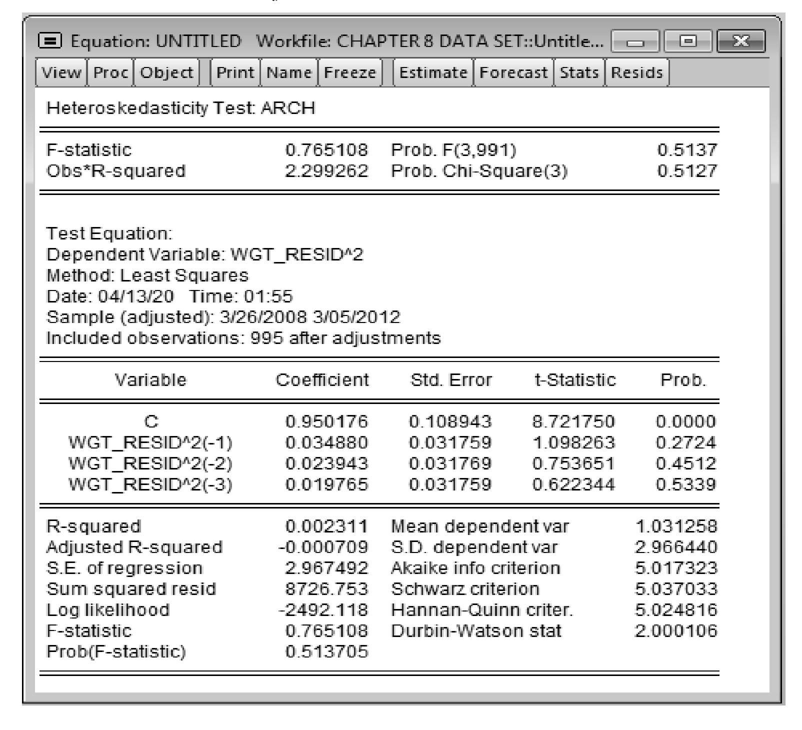
Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 04/13/20 Time: 01:54
Sample: 3/19/2008 3/05/2012
Included observations: 998

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.036 | 0.036 | 1.3080 | 0.253 |
| | | 2 | 0.026 | 0.025 | 1.9856 | 0.371 |
| | | 3 | 0.022 | 0.020 | 2.4504 | 0.484 |
| | | 4 | 0.004 | 0.002 | 2.4640 | 0.651 |
| | | 5 | 0.013 | 0.011 | 2.6238 | 0.758 |
| | | 6 | -0.011 | -0.012 | 2.7435 | 0.840 |
| | | 7 | 0.061 | 0.062 | 6.5314 | 0.479 |
| | | 8 | -0.026 | -0.030 | 7.1970 | 0.516 |
| | | 9 | -0.017 | -0.017 | 7.4817 | 0.587 |
| | | 10 | -0.028 | -0.028 | 8.2533 | 0.604 |

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

**الشكل 8. 49: جدول الارتباط للبواقي المعيارية**



Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 8 DATA SET::Untitle...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: ARCH

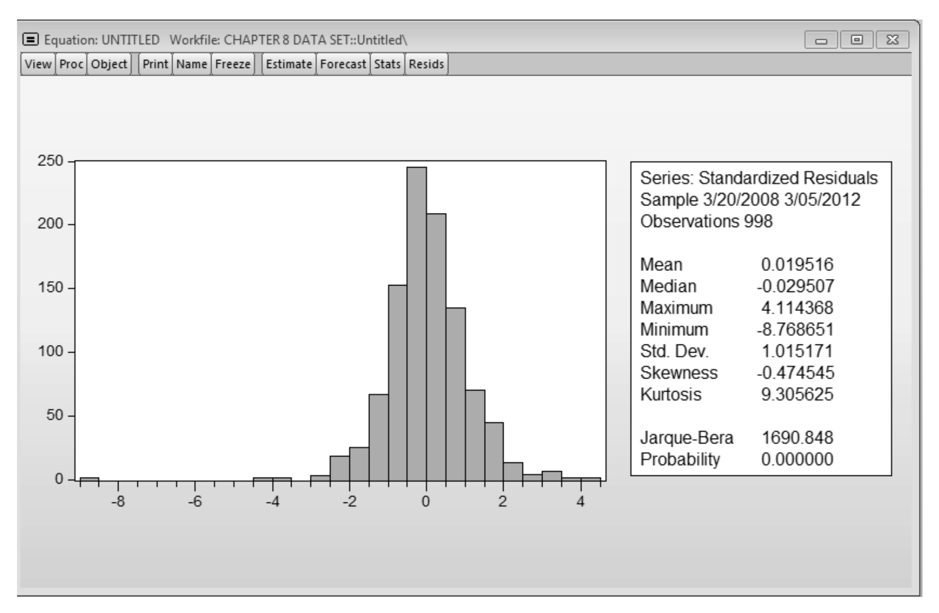
| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.765108 | Prob. F(3,991) | 0.5137 |
| Obs*R-squared | 2.299262 | Prob. Chi-Square(3) | 0.5127 |

Test Equation:
Dependent Variable: WGT_RESID^2
Method: Least Squares
Date: 04/13/20 Time: 01:55
Sample (adjusted): 3/26/2008 3/05/2012
Included observations: 995 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.950176 | 0.108943 | 8.721750 | 0.0000 |
| WGT_RESID^2(-1) | 0.034880 | 0.031759 | 1.098263 | 0.2724 |
| WGT_RESID^2(-2) | 0.023943 | 0.031769 | 0.753651 | 0.4512 |
| WGT_RESID^2(-3) | 0.019765 | 0.031759 | 0.622344 | 0.5339 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.002311 | Mean dependent var | 1.031258 |
| Adjusted R-squared | -0.000709 | S.D. dependent var | 2.966440 |
| S.E. of regression | 2.967492 | Akaike info criterion | 5.017323 |
| Sum squared resid | 8726.753 | Schwarz criterion | 5.037033 |
| Log likelihood | -2492.118 | Hannan-Quinn criter. | 5.024816 |
| F-statistic | 0.765108 | Durbin-Watson stat | 2.000106 |
| Prob(F-statistic) | 0.513705 | | |

**الشكل 8. 50: اختبار اختلاف التباين ARCH**




**الشكل 8. 51: إحصائية اختبار جاركيوبيرا**

## فحص التوزيع الطبيعي

من مخرجات نتائج ARCH انقر على View ثم اختر residual normality.

1 - البواقي تتوزع توزيع طبيعي.

2 - البواقي لا تتوزع توزيع طبيعي.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

**بناءً على مخرجات الشكل 51.8 فإن إحصائية اختبار جاركوبيرا تساوي 1627.183.**

4 - قيمة p-value = 0.000

5 - بما أن p-value أقل من 0.05 فإننا نستطيع رفض فرض العدم.

6 - البواقي لا تتوزع توزيع طبيعي.

## 7.8 ملاحظات ختامية

هناك تطورات في صياغة نماذج ARCH و GARCH أول نقطة نلاحظها

من النماذج التي تم عرضها هنا هي أنها نماذج متناظرة، في النماذج المتناظرة حجم الصدمة فقط يؤخذ في الاعتبار وليست الإشارة، وهذا لنقول صدمة سالبة كبيرة أثرت على التقلبات المستقبلية أو صدمة موجبة كبيرة مع نفس المقدار؛ والتطور المثير في صياغة نماذج التقلبات في مجال السلاسل الزمنية هو أن الأخبار الجيدة أو الأخبار السيئة لها تأثيرات مختلفة التقلبات المستقبلية، فالنماذج التي تم تطويرها تسمح باحتمالية أن الانخفاض غير المتوقع في أسعار الأسهم - على سبيل المثال - (الاخبار السيئة) لها تأثير أكبر على التقلبات المستقبلية من الزيادة غير المتوقعة في الأسعار (الأخبار الجيدة)، مثل هذه التطورات التي حصلت في 15 سنة الأخيرة وتحليلها أمر يمكن القيام به في EViews.

أن استخدام ARCH و (GARCH)ARCH العامة لشرح الخصائص المتغيرة في الاقتصاد الأحادي والسلاسل الزمنية تم توسعته من قبل .Bollerslev et al (1988) لشمل سيناريوهات متعددة في دراستهم للعوائد على سندات الخزانة الأريكية والأسهم، الباحثون أسسوا اطار عمل لاختلاف التباين الشرطي الذاتي العام المتعدد (MGARCH) لدرجات النماذج والتي تجعل مفاهيم قياس التقلبات الشرطية المتعددة تمتد إلى عدة مستويات مختلفة، والسبب الرئيسي لتطوير نماذج MGARCH هو إذا كانت التقلب حدث في سوق واحدة بعد صدمة في سوق آخر فإن الطريقة الأحادية في التحليل سوف تؤدي إلى خطأ في صياغة النموذج، أي بمعني أن نماذج MGARCH تم تصميمها لتساعد المشتركين في الأسوق على فهم انتقال التقلبات بين الأسواق (أو امتداد التأثيرات) خلال الفترة الزمنية وفي القطاعات الاقتصادية المختلفة (Ewing 2002; Righia and Cerella 2012).

هناك عدد كبير من تطبيقات نماذج MGARCH على البيانات المالية، عدد من هذه الدراسات الأولية تضمنت تحليل سياسات التحوط الديناميكية (أنظر على سبيل المثال ;Baillie and Myers (1991); Kroner and Clasessens (1991) Lien and Luo (1994))، وحديثاً قام الباحث .Brooks et al (2002) بمقارنة

الاختلافات في سياسات التحوط بناءً على معدلات التحوط المستخرجة من كل نوع من نماذج MGARCH، الباحثين وجدوا بأن النماذج الأحدث انتجت معدلات أداء أفضل حيث كانت تقلبات المحافظ الاستثمارية أقل من تلك التي استخدمت المربعات الصغرى العادية لإدارة التحوط، وبجانب التحوط فإن التطبيقات الحديثة لنماذج MGARCH تضمنت نماذج تسعير الأصول، واختيار المحافظ الاستثمارية، والقيمة المعرضة للمخاطر المقدرة والتقلبات الممتدة إلى الأسواق المختلفة والاشكال المختلفة من الأصول، دراسات تناولت مثل هذه التطبيقات قد تجدها في Bauwens et al. (2006) ودراسة Silvennoinen and Terasvirta (2009)، والبرنامج المستخدم لتطبيقات نماذج MGARCH متوفرة في برنامج (Pesaran and Pesaran 2009) Microfit 5.0، الباحثان شرحا الطريقة عن طريق استخدام العائد على ستة العقود المستقبلية اليومية للعملات، تطبيق طريقة MGARCH عرضت أن التباينات الشرطية للعوائد المستقبلية تقترب من بعضها خلال الفترة الزمنية وبالتالي هذا دليل على التكامل المالي خصوصاً فيما يخص هذه الدول في منطقة اليورو.

عدة صيغ وتركيبات تم اقتراحها خلال الزمن لنماذج MGARCH وملخص لهذه الصيغ يمكن الحصول عليه في دراسة Chang et al. (2012)، وعموماً فإن الطرق المتعددة لتحليل التقلبات تمتد إلى مكافآتها الأحادية، أي أنها تركز على الارتباط الشرطي (أو التغيرات الزمنية) والتغاير الشرطي (بالإضافة إلى التباين الشرطي للنماذج الأحادية)، وبالتأكيد فإن الارتباطات الشرطية هي المدخلات الجوهرية للعديد من المهام المشتركة للإدارة المالية مثل هذه المهام هي تقييم المخاطر ونماذج تسعير الأصول والتحوط واختيار المحفظة الاستثمارية (Ledoit et al. 2003).

وبالرجوع إلى صيغة معامل ارتباط بيرسون غير الشرطي (أي بعبارة أخرى بدون تغير زمني) r بين فترة زمنية $x_1$ والفترة الزمنية $x_2$:

$$r = \frac{n\sum x_1 x_2 - \sum x_1 \sum x_2}{\sqrt{[n\sum x_1^2 - (\sum x_1)^2]} . \sqrt{[n\sum x_2^2 - (\sum x_2)^2]}} \qquad (8.6)$$

الارتباط غير الشرطي هو ببساطة ارتباط بين سلسلتين باستخدام بيانات من المتغير الأول حتى المتغير الأخير، وضرب البسط والمقام في 6 لكل منهما بواسطة $n^2/1$ واستخدام معامل التوقعات E والارتباط غير الشرطي بين هذين السلسلتين ليصبح:

$$r = \frac{E(x_1, x_2)\text{-}E(x_1)E(x_2)}{(SD\ of\ x_1).(SD\ of\ x_2} \qquad (8.7)$$

حيث أن $E(x_1, x_2) = \frac{\sum x_1 x_2}{n}$ ، $E(x_1) = \frac{\sum x_1}{n}$ وأن SD تمثل الانحراف المعياري غير الشرطي، وأن البسط في المعادلة 8.7 يُشير إلى التغاير غير الشرطي ويمكن كتابته كما يلي $cov(x_1,x_2) = E(x_1, x_2) - E(x_1)E(x_2)$ ، فعندما يكون التغير غير الشرطي مساوي للصفر فإن الارتباط الشرطي أيضاً يساوي الصفر، الفرق ما بين الارتباط غير الشرطي/ والتغاير/ والانحراف والارتباط الشرطي/ والتغاير والتباين هو أن الأخير يتم تقديره من معلومات معلومة للفترة الزمنية الماضية (t - 1) وبالتالي فإنها تابعة للمزمن والتغيرات الزمنية، وعلاقة العامل الزمني مع نماذج MGARCH الشرطية تستوجب استخدام الزمن t المنخفض، وبالتالي فإن الرمز $r_t \mid \Omega_{t-1}$ يمكن استخدامه لتمثيل تقدير الارتباط الشرطي بين مجموعتين من البيانات عن الفترة الزمنية t والفترة الزمنية $\Omega_{t-1}$ تمثل مجموعة معلومات متوفرة عند الفترة الزمنية (t-1)، وبالمثل فإن الرمز $cov(x_{1t}, x_{2t}) \mid \Omega_{t-1}$ يمكن أن تمثل التغاير ما بين مجموعتين من البيانات عن الفترة الزمنية t، بشرط أن مجموعة المعلومات متوفرة لفترة زمنية تصل إلى (t - 1).

العديد من الطرق تنصح بتقدير الارتباطات الشرطية، والعديد من العمليات تقوم بتقدير التغاير الشرطي ما بين كل زوج من السلاسل الزمنية بالإضافة إلى تقدير التباين الشرطي لكل سلسلة زمنية على حدة ومن ثم تقوم بتطبيق المعادلة 8.7 للحصول على تقديرات للارتباطات الشرطية؛ خلال فترة من الزمن فإن الطريقة الأكثر شيوعاً لعملية تقدير المشكلة تتضمن نموذج

VECH والذي استنتجه الباحث VECH) (Bollerslev et al. (1988 هي اختصار لكلمة "عامل نصف الاتجاه" في لغة المصفوفات الجبرية)، وعموماً المشكلة مع نماذج VECH هي العدد الكبير من المعاملات التي يجب تقديرها (De Goeij and Marquering 2004)، فعلى سبيل المثال إذا أخذنا ثلاث سلاسل زمنية مع 78 معامل يجب تقدير تغايرها الشرطي ومعادلات تباينها (.Brooks et al 2003) فهذا الرقم يزداد بشكل كبير مع عدد السلاسل ويمكن أن يصبح غير قابل للحل، وبتقدير نموذج VECH فإن المهمة تكون صعبة حتى في حالة وجود سلسلتين زمنيتين (Brooks 2004: 508)، أما الباحثون Bollerslev et al. 1988) فقد استطاعوا تخفيض عدد المعاملات المطلوب تقديرها من خلال عملية أسموها نموذج VECH القطري، وهذا يخفض عدد المعاملات التي تقع الحالة الثلاثية لتصبح 18، وهناك مشكلتين إحصائيتين محتملتين تتعلق بنماذج VECH، الأولى مصفوفة التغاير والتباين يجب أن تكون إيجابية محددة، وهذا الشرط لا يمكن توفره وبالتالي فإن القيم السالبة للتباين يمكن أن تظهر ضمن النتائج، الثانية أنه في غياب هذا الشرط فإن التساوي المطلوب $cov(x_{1t}, x_{2t}) = cov(x_{2t}, x_{1t})$ من الممكن عدم الإيفاد به.

نموذج BEKK تم اقتراحه من قبل الباحثان Engle and Kroner (1995) ويؤكد هذا النموذج على أن مصفوفة التباين-التغاير دائماً موجبة (نماذج BEKK تشتق اسمها من الدارسة التي نُشرت سابقاً من قبل (Baba et al. (1989). نموذج BEKK مع DCC-GARCH ونموذج الارتباط الشرطي الديناميكي المتعدد GARCH للباحث Engle 2002) والتي يجب أن يكون لها مصفوفة تباين-تغاير موجبة هما الأكثر نماذج تطبيقاً في نماذج الارتباط والتغاير الشرطي (Caporin and McAleer 2012)، نموذج -DCC GARCH له ميزة حسابية تجعله أفضل من BEKK حيث أن عدد المعاملات يمكن تقديره بشكل مستقل عن عدد السلاسل الزمنية المرتبطة وبالتالي يمكن تطبيق هذا النموذج على بيانات أسعار الأسهم، علاوة على ذلك فإن الباحث (2002) Engle يدعي بأن (مستخدماً سيناريو سلسلتين زمنيتين على

الأقل) بأن نماذج DCC-GARCH هي أكثر دقة من طرقة التقدير الأخرى، حيث استنتج بأن التطبيقات التجريبية لهذه النماذج تتضمن تطبيقات مالية تقليدية وهذه النماذج مشجعة نظراً لقدرتها على توضيح خصائص التنوع الزمني في البيانات.

# الفصل التاسع

# نماذج المتغير التابع المحدد

نموذج الانحدار القياسي يفترض بأن المتغير التابع Y يتم قياسه كمياً، المتغيرات المستقلة (أو التنبؤية) $X_i$ قد يتم قياسها نوعياً أو كمياً، كما أن المتغير التنبؤي الوهمي هو متغير يتم قياسه كمياً، والنماذج اللوغاريتميه يتم تطبيقها على حالات يكون فيها المتغير التابع ذو طبيعة ثنائية حيث يكون إما يساوي 0 أو 1، فعلى سبيل المثال المتغير التابع Y قد يكون شخص عاطل عن العمل وفي هذه الحالة يكون الترميز (عامل = 1، عاطل عن العمل = 0)، وبالتالي فإن المتغيرات التنبؤية يمكن أن تتضمن $X_1$ معدل متوسط الأجر المحلي، $X_2$ مستوى التعليم للشخص، $X_3$ معدل البطالة المحلي، $X_4$ الدخل العائلي ... الخ، السؤال يبرز عندما نريد معرفة كيف نتعامل مع النماذج التي تتضمن متغيرات تابعة ثنائية.

السؤال الرئيسي في هذا الصدد هو كيف يمكننا صياغة نموذج غير رقمي للمتغيرات التابعة؟ هذا الفصل يساعدنا في الإجابة عن عدة أسئلة مثل:

- **لماذا تختار الشركات إدراج أسهمها في بورصة NASDAQ بدلاً من بورصة NYSE؟**
- **لماذا بعض الأسهم تُدر توزيعات بينما البعض الآخر لا؟**
- **ما هي العوامل التي تؤثر في عجز بعض الدول عن سداد ديونها؟**
- **لماذا تختار بعض الشركات إصدار أسهم جديدة لتمويل توسعاتها بينما البعض الآخر يختار إصدار سندات؟**

- **لماذا تختار عض الشركات الدخول في عملية تقسيم لأسهمها بينما البعض الآخر لا يقوم بذلك؟**

**في كل هذه الحالات فإن الشكل الصحيح للمتغير التابع سوف يكون إما 0 أو 1 أي سيكون متغير وهمي طالما هناك احتمالين اثنين للإجابة؛** هناك بالطبع حالات أخرى حيث يكون من المفيد أن نسمع للمتغير التابع أن يأخذ قيم أخرى، فعندما يأخذ المتغير قيمتين اثنين فقط فيمكننا أن نسمي ذلك المتغير بأنه متغير ثنائي.

## 1 .9 نموذج الاحتمال الخطي

الطريقة البسيطة والواضحة والمعروفة في التعامل مع المتغيرات التابعة المستقلة هي نموذج الاحتمال الخطي، هذا النموذج يعتمد على فرضية بأن احتمالية وقوع الحدث $P_i$ تتعلق خطياً بمجموعة من المتغيرات التنبؤية.

من الواضح بأن الاحتمالات الواقعية لا يمكن مشاهداتها، وبالتالي فإننا سوف نقدر نموذج تكون مخرجاته $y_i$ (سلسلة من أعداد 1 وأصفار) وسوف تكون هي المتغير التابع، ونموذج الانحدار الخطي هذا سوف يتم تقديره من خلال OLS، ومجموعة المتغيرات (التابع) والتنبؤية من الممكن أن تتضمن متغيرات كمية أو وهمية أو كلاهما، والقيم المناسبة من هذا الانحدار هي الاحتمالات المقدرة للمتغير التابع $y_i = 1$ لكل مشاهدة من المشاهدات i.

الميل المقدر لنموذج الاحتمال الخطي يمكن تفسيره بأنه في حالة التغير في احتمال المتغير التابع سوف يساوي 1 إذا كان التغير وحدة واحدة في المتغير التنبؤي المعطي مع ثبات كل المتغيرات التنبؤية الأخرى.

لتوضيح هذه الأفكار، لنأخذ في الاعتبار النموذج البسيط التالي:

$$\hat{Y} = \beta_1 + \beta_2 X$$

حيث أن X هو دخل الأسرة (بآلاف جنيه إسترليني) و Y متغير ثنائي قد

يكون Y = 1 إذا كانت الأسرة تمتلك منزل، Y = 0 إذا كانت الأسرة لا تمتلك منزل؛ مثل هذه النماذج توضح بأن المتغير الثنائي Y هو دالة خطية للمتغيرات التنبؤية (المستقلة) X وهذه النماذج تُسمى بنماذج الاحتمال الخطية، وعموماً هناك مشاكل مع الافتراضات التي يُبنى عليها الانحدار عن تطبيق المربعات الصغرى العادلة على نماذج الاحتمال الخطية.

أ ) البواقي لا تتوزع توزيع طبيعي، ولمعرفة ذلك:

$$\text{البواقي} = Y\text{-}\hat{Y} = Y\text{-}\beta_1\text{-}\beta_2 X$$

عندما Y = 1 فإن $\text{البواقي} = 1 - \beta_1\text{-}\beta_2 X$

عندما Y = 0 فإن $\text{البواقي} = \text{-}\beta_1\text{-}\beta_2 X$

وبالتالي فإن البواقي لا يمكن أن تتبع التوزيع الطبيعي (وفي الحقيقة البواقي تتبع التوزيع الثنائي).

ب) لا يمكننا الحفاظ على تجانس التباين للبواقي، حيث يمكن عرض تباين البواقي بناءً على القيمة المأخوذة بواسطة X وهذه القيمة غير متجانس التباين.

ج) بالأخذ في الاعتبار بيانات الشكل 9.1 فإن المتغير Y تم تحديده كما سبق آنفاً، فإذا كان الانحدار الذي تم تطبيقه هو انحدار لنموذج الاحتمال الخطي فإننا سوف نحصل على نتائج:

$$\hat{Y} = -0.9457 + 0.1021(INCOME)$$

إذا كانت أسرة لها دخل 8000 جنيه إسترليني (£) أي بعبارة أخرى X = 8 فسوف يكون هناك احتمال سالب بأن الأسرة تملك منزلاً خاصاً بها، وعليه فإن نموذج الاحتمال الخطي لا يُوصى به عندما يكون المتغير التابع ثنائي.

Group: UNTITLED Workfile: FIG 9.1::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Default | Sort | Edit+/- | Smpl+/- | Compare+/-

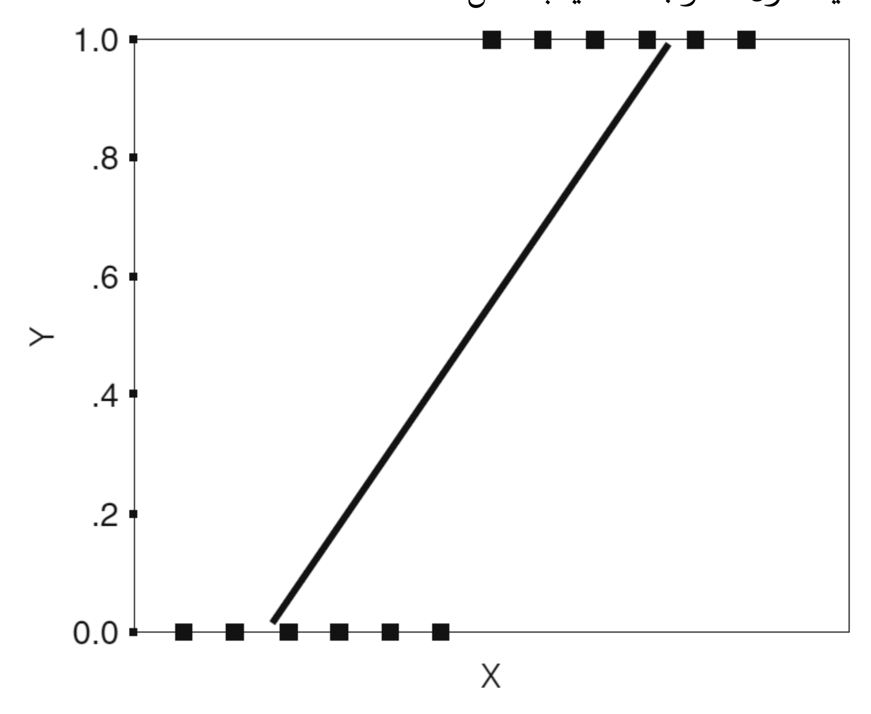
| | FAMILY | Y | INCOME |
|---|---|---|---|
| 1 | 1 | 0 | 8 |
| 2 | 2 | 1 | 16 |
| 3 | 3 | 1 | 18 |
| 4 | 4 | 0 | 11 |
| 5 | 5 | 0 | 12 |
| 6 | 6 | 1 | 19 |
| 7 | 7 | 1 | 20 |
| 8 | 8 | 0 | 13 |
| 9 | 9 | 0 | 9 |
| 10 | 10 | 0 | 10 |
| 11 | 11 | 1 | 17 |
| 12 | 12 | 1 | 18 |
| 13 | 13 | 0 | 14 |
| 14 | 14 | 1 | 20 |
| 15 | 15 | 0 | 6 |
| 16 | 16 | 1 | 19 |
| 17 | 17 | 1 | 16 |
| 18 | 18 | 0 | 10 |
| 19 | 19 | 0 | 8 |
| 20 | 20 | 1 | 18 |
| 21 | 21 | 1 | 22 |
| 22 | 22 | 1 | 16 |

**الشكل 9. 1: ملكية المنزل والدخل بالآلاف**

د) قيمة معامل التحديد كمقياس لجودة التوفق تصبح محل تساؤل، لأنها تتعلق بقيمة X وقيمة Y إما تساوي 0 أو 1، وبالتالي فإن كل قيم Y سوف تقع على المحور الأفقي X أو بمحاذاة المحور العمودي عندما Y = 1 (أنظر الشكل 9.2)، وبالتالي فإن نموذج الاحتمال الخطي لا يمكنه أن يتوافق مع أي شكل انتشار، ومن المحتمل أ، يكون معامل التحديد أقل بكثير من 100% لمثل هذه النماذج (حتى إذا كان النموذج مقيد بحيث تقع Y بين صف وواحد).

هناك طرق للتغرب على هذه المشاكل المتعلقة مع نموذج الاحتمال الخطي، وعموماً تظل هناك مشكلة جوهرية وهي أن النموذج لا يجذب الكثيرين لأنه يفترض بأن Y (أو الاحتمال) يزداد بشكل خطي مع X وهذا يعني أن تأثير X

يظل ثابت خلال الفترة، وبالتـــالي فإنه في مثال ملكية الأسرة لمنزل فإننا نجد بأنه كلما زادت X بوحدة واحـــدة (1000£) فإن احتمالية ملكية الأسرة لمنزل تزداد بمقدار 0.1021 ، وهذه هي الحالة عندما يكون الدخل 8000 £ أو 10000£ أو 80000£ وهـــذا بالطبع مخالف للواقع، فعندما يكون الدخل منخفض جداً فـــإن الأسرة لن يكون لها منزل ملكاً لها، ومـــا بعد *X فإن الدخل يكون له تأثير بسيط على احتمال ملكية المنزل، وبالتالي فإن في كلا نهايتي توزيع الدخل فإن احتمال ملكية المنزل ســـوف لن تتأثر عملياً بزيادة بسيطة في X، احتمال ملكية منزل لا ترتبط خطياً بالدخل.




الشكل 9. 2: الانحدار الخطي عندما يكون المتغير Y ثنائي

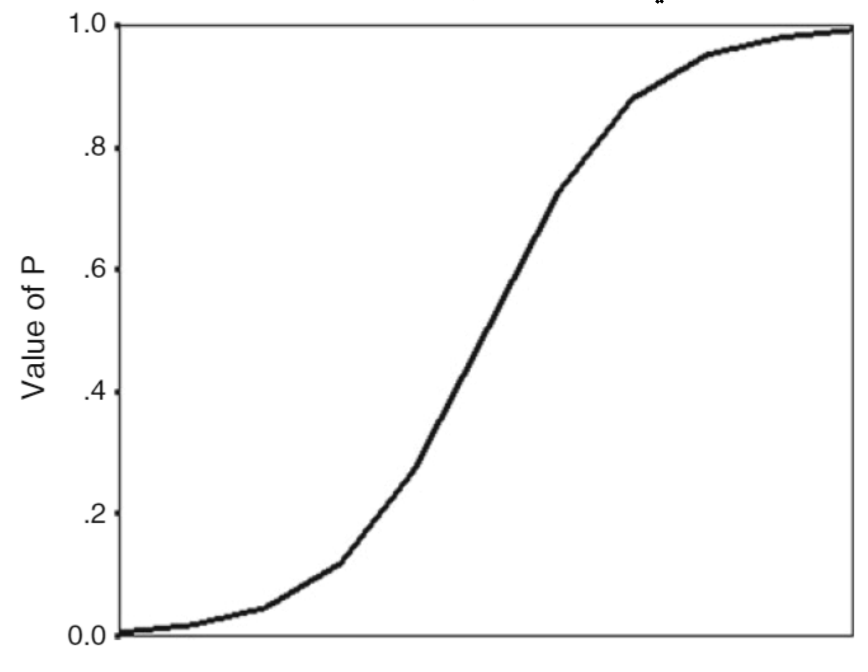
## عيوب نموذج الاحتمال الخطي

نموذج الاحتمال الخطي ســـهل الاســـتخدام لتقدير العلاقات وســـهل في التفســـير، ونتائجه ســـوف تنحصر ما بين واحد أو صفر، والأكثر أهمية هو أنه من البســـيط - ومن غير المنطقي - أن نشير بأن هناك احتمالية لأحد العمال أن

يكون عضواً في اتحاد العمل وهذه الاحتمالية إما أن تكون واحد أو صفر، فهل نحن متأكدون بأن العامل لن يكون أبداً عضواً في اتحاد العمال أو سوف يكون عضواً دائماً في اتحاد العمال؟ من غير المحتمل أن يكون ذلك صحيحاً.

السبب الآخر هو أن المتغير التابع يأخذ قيمة واحدة أو قيمتين فقط، وبالأخذ في الاعتبار قيم المتغيرات المستقلة (ثابتة لكل عملية أخذ عينة) فإن حد الخطأ سوف يأخذ قيمة واحدة أو قيمتين فقط، وكنتيجة لذلك فإن حد الخطأ لا يمكن اعتباره بأنه يتوزع توزيع طبيعي، بالإضافة لذلك فإن حد الخطأ يتغير بشكل نظامي مع قيم المتغيرات المستقلة؛ وهذا يقود الخطأ إلى أن يكون مختلف التباين وبالتالي فمن الضروري أن الأخطاء المعيارية الموثوقة مختلفة التباين وهي دائماً تُستخدم في سياق نماذج المتغيرات التابعة المحدودة.

لذلك أنواع مختلفة من النماذج في الغالب يتم استخدامها للمتغيرات التابعة الثنائية وهي المحددات اللوغاريتمية أو الاحتمالية.




**الشكل 9. 3: رسم بياني لدالة التوزيع اللوغاريتمي**

## 2.9 النموذج اللوغاريتمي

طريقة النمــوذج الاحتمالي والنموذج اللوغاريتــمي يمكنها التغلب على محددات LPM التي يمكن أن تؤدي إلى احتمالات مقدرة ســالبة أو أكبر من الواحد الصحيح، هناك طريقتين لهذه النماذج وهاتان الطريقتان تستخدمان دالة تقوم بتحويل نموذج الانحدار بكفاءة بحيث تصبح القيم المتناسبة تتراوح ما بين فترة (0،1)، نموذج الانحدار المناسب سوف يظهر على شكل حرف S بدلاً من أن يظهر على شكل خط مستقيم كما كانت عليه الحالة في LPM.

لنأخذ في الاعتبــار الآن نموذج يمثل ملكية المنــازل حيث أن P يمثل احتمال أن الأسرة تملك منزلاً، أي بعبارة أخرى $P(Y = 1)$:

$$P = \frac{1}{1 + \exp\text{-}(\beta_1 + \beta_2 X)} \qquad (9.1)$$

حيث أن $\exp\text{-}(X) = e^X$ ، المعادلة 9.1 تُســمى معادلة التوزيع اللوغاريتمي، وكما هو معروض في الشــكل 9.3 فإن المعادلة 9.1 تســمح للمتغير P ليكون ذو قيمة تتراوح ما بين 0 و 1 وبالتالي فإننا نتغلب على واحدة من المشاكل المتعلقة مع نموذج الاحتمال الخطي، فإذا كانــت P احتمالية ملكية منزل، فإن (1-p) احتمال عدم ملكية منزل.

$$1 - p = 1 - \frac{1}{1 + exp\text{-}(\beta_1 + \beta_2 X)} = \frac{1 + exp\text{-}(\beta_1 + \beta_2 X)\text{-}1}{1 + \exp\text{-}(\beta_1 + \beta_2 X)}$$

$$= \frac{exp\text{-}(\beta_1 + \beta_2 X)}{1 + exp\text{-}(\beta_1 + \beta_2 X)} = \frac{1/\exp(\beta_1 + \beta_2 X)}{1 + 1/\exp(\beta_1 + \beta_2 X)}$$

$$= \frac{1/\exp(\beta_1 + \beta_2 X)}{\exp((\beta_1 + \beta_2 X) + 1/\exp(\beta_1 + \beta_2 X)}$$

$$= \frac{1}{1 + \exp(\beta_1 + \beta_2 X)} \qquad (9.2)$$

وبالتالي فإن باســـتخدام المعادلة 9.1 والمعادلة 9.2 يمكننا كتابة المعادلة التالية:

$$\frac{P}{1-P} = \frac{1}{1+exp\text{-}(\beta_1+\beta_2 X)}.[1+\exp(\beta_1+\beta_2 X)]$$

$$\frac{P}{1-P} = \frac{1}{[\exp(\beta_1+\beta_2 X)+1]\Big/\exp(\beta_1+\beta_2 X)}.[1+\exp(\beta_1+\beta_2 X)]$$

$$\frac{P}{1-P} = \exp(\beta_1+\beta_2 X)$$

وبأخذ اللوغاريتم الطبيعي:

$$ln\left(\frac{P}{1-P}\right) = \ln\left[\exp(\beta_1+\beta_2 X)\right]$$

$$ln\left(\frac{P}{1-P}\right) = \beta_1+\beta_2 X \qquad (9.3)$$

وذلك لأن $\ln(e^X) = X\ln e = X$

الطرف الأيسر من المعادلة 9.3 يُسمى اللوغاريتمي والمعادلة بالكامل تُسمى المعادلة اللوغاريتميـــة، والطرف الأيسر هو عبارة عـــن لوغاريتم احتمال أن الأسرة تمتلك مقابل احتمال عدم ملكيتها لمنزل، وهذا يُطلق عليه لوغاريتم نسبة الاحتمال، ومن الطبيعي أن النموذج اللوغاريتمي بالمعادلة 9.3 قد يتوسع لحالات تتضمن متغيرات متعددة:

$$ln\left(\frac{P}{1-P}\right) = \beta_0+\beta_1 X_1+\beta_2 X_2+\beta_3 X_3+\cdots$$

## 3.9 تطبيق النموذج اللوغاريتمي

النموذج اللوغاريتمي بالمعادلة 9.3 - حيث يكون الدخل يســـاوي آلاف الجنيهات الاســـترلينية - تم تطبيقه على بيانات الشـــكل 1.9 (حزمة كمبيوتر تستخدم طريقة يُسمى ''الأرجحية العظمى`` لحساب المعاملات اللوغاريتمية) حيث كان النموذج الناتج هو:

$$ln\left(\frac{\hat{P}}{1-\hat{P}}\right) = -1.6587 + 0.0792(\text{الدخل}) \qquad (9.4)$$

الأسرة الأولى في الشـــكل 1.9 لها دخل يســـاوي 8,000 جنيه إســـترليني (X = 8) وبالتعويض بقيمة X في المعادلة 9.4 سوف نحصل على:

$$ln\left(\frac{\hat{P}}{1-\hat{P}}\right) = -1.0251$$

حيث أن

$$\frac{\hat{P}}{1-\hat{P}} = e^{-1.0251} = 0.3588$$

وبالتالي فإن

$$\hat{P} = 0.3588 - 0.3588\hat{P}$$

$$1.3588\hat{P} = 0.3588$$

$$\hat{P} = 0.2641$$

النموذج اللوغاريتـــمي يُقدر بأن هناك احتمال بنســـبة 0.2641 بأن هذه الأسرة تملك منزلها الخاص بها.

من المحتمل حســـاب التغير في احتمال ملكية منزل مـــع زيادة الداخل بمقدار وحدة واحدة (1,000 جنيه إســـترليني) لهذه الأسرة التي دخلها الحالي 8,000 جنيه إسترليني.

**التغير في الاحتمال يتم إعطاؤه بواسطة:**

$$\hat{\beta}_2.\hat{P}(1-\hat{P}) = (0.0792)(0.2641)(0.7359) = 0.0139$$

إذا زاد دخل الأسرة بمقدار 1,000 جنيه إسترليني فإن ذلك يعني أن 1.39% زيادة في فرصـــة حصولهم على منزل، هذا الاحتمال الإضافي ليس ثابتاً ولكن يتغير مع تغير مستويات الدخل، النموذج السابق كان عيب من عيوب نموذج الاحتمال اللوغاريتمي.

## 4.9 النموذج اللوغاريتمي في EViews

في بدايات استخدام البرامج الإحصائية كان النموذج اللوغاريتمي يتم استخدامه لاختبار أي من أنواع السماد مناسباً للمزارعين في الفلبين، وكان المتغير التابع المطلوب اختباره هو FERUSE وهو متغير ثنائي يساوي 1 إذا تم استخدام السماد، ويساوي 0 في باقي الحالات الأخرى، وكانت المتغيرات التنبؤية (المستقلة) هي:

- **CREDIT مبلغ الائتمان (لكل هكتار) الذي يجب على المزارعين الحصول عليه.**
- **DMARKET مسافة المزرعة من أقرب سوق.**
- **HOURMEET عدد الساعات التي يقضيها المزارع مع خبير زراعي.**
- **IRSTAT متغير وهمي = 1 إذا تم استخدام الري، = 0 في الحالات الأخرى.**
- **OWNER متغير وهمي = 1 إذا كان المزارع يملك الأرض، = 0 في الحالات الأخرى.**

تم استخدام بيانات 491 مزرعة في ملف البيانات المسمى LOGIT FERTILISER (هناك متغير إضافي وهو QFER وهو يسجل كمية السماد المستخدم إذا احتاجت المزرعة لاستخدام السماد)، البيانات تم استيرادها لبرنامج EViews كما يلي:

Group: UNTITLED Workfile: FERTILISER::Fertiliser\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Default | Sort | Edit+/- | Smpl+/- | Compare+/- | Transpose+/- | Title | Sample

| | QFER | HOURMEET | DMARKET | IRSTAT | CREDIT | OWNER | FERUSE |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.00 | 0.0 | 0.50 | 0 | 0.0000 | 0 | 0 |
| 2 | 0.00 | 0.0 | 1.50 | 0 | 0.0000 | 0 | 0 |
| 3 | 166.67 | 472.0 | 1.67 | 0 | 460.3000 | 1 | 1 |
| 4 | 0.00 | 40.0 | 6.00 | 1 | 0.0000 | 1 | 0 |
| 5 | 0.00 | 7.0 | 7.50 | 1 | 0.0000 | 0 | 0 |
| 6 | 0.00 | 3.0 | 7.38 | 0 | 166.6700 | 0 | 0 |
| 7 | 0.00 | 0.0 | 47.00 | 0 | 55.0000 | 0 | 0 |
| 8 | 500.00 | 0.0 | 1.35 | 1 | 0.0000 | 0 | 1 |
| 9 | 0.00 | 0.0 | 10.50 | 0 | 0.0000 | 0 | 0 |
| 10 | 0.00 | 32.0 | 3.52 | 0 | 0.0000 | 1 | 0 |
| 11 | 0.00 | 0.0 | 1.13 | 0 | 0.0000 | 0 | 0 |
| 12 | 0.00 | 0.0 | 2.20 | 1 | 0.0000 | 1 | 0 |
| 13 | 200.00 | 8.0 | 3.25 | 1 | 0.0000 | 1 | 1 |
| 14 | 0.00 | 0.0 | 1.15 | 0 | 0.0000 | 0 | 0 |
| 15 | 450.00 | 0.0 | 2.01 | 1 | 0.0000 | 1 | 1 |
| 16 | 100.00 | 2.0 | 2.55 | 1 | 0.0000 | 1 | 1 |
| 17 | 0.00 | 0.0 | 2.01 | 1 | 214.2900 | 1 | 0 |
| 18 | 0.00 | 0.0 | 6.00 | 0 | 0.0000 | 1 | 0 |
| 19 | 50.00 | 0.0 | 0.40 | 1 | 0.0000 | 1 | 1 |
| 20 | 92.00 | 0.5 | 2.63 | 0 | 0.0000 | 1 | 1 |
| 21 | 0.00 | 0.0 | 1.80 | 1 | 0.0000 | 1 | 0 |
| 22 | 0.00 | 0.0 | 11.00 | 1 | 0.0000 | 1 | 0 |
| 23 | 100.00 | 0.0 | 5.75 | 1 | 0.0000 | 0 | 1 |
| 24 | 300.00 | 21.0 | 7.26 | 1 | 500.0000 | 1 | 1 |
| 25 | 171.43 | 0.0 | 2.00 | 0 | 400.0000 | 1 | 1 |
| 26 | 0.00 | 2.0 | 14.00 | 1 | 2760.0000 | 0 | 0 |
| 27 | 55.56 | 0.2 | 2.00 | 0 | 808.0800 | 1 | 1 |
| 28 | | | | | | | |

**الشكل 9. 4: البيانات الخام بملف EViews**

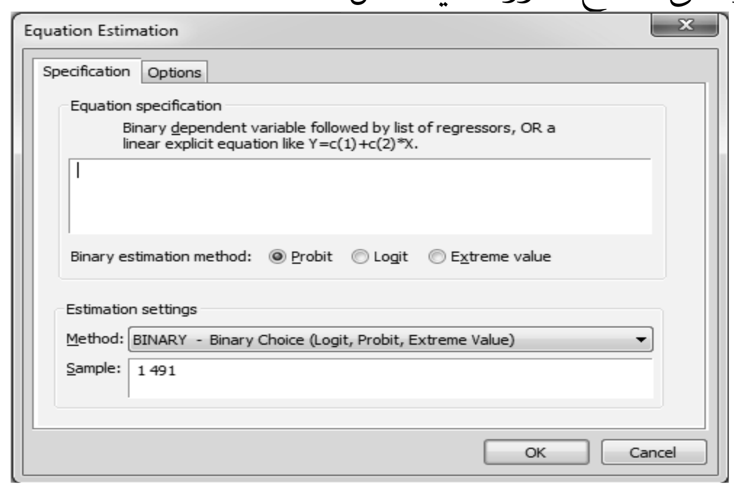
File…
Open …
Foreign Data as Workfile

وذلك للحصول على الشـــكل 9.4، ولحســـاب النموذج اللوغاريتمي والذي يتضمن خمس متغيرات مستقلة الذي سبق شرحه في الصفحة السابقة أنقر على:
Quick
Estimate Equation

والذي يعرض مربع الحوار في الشكل 5.9.

لاحظ بأن الشـــكل 5.9 هناك الخيار Method تأكد من اختيار BINARY - Binary Choice (Logit, Probit, Extreme, Value) وأن المشـــاهدات تـــم اختيارها من أول مشاهدة وحتى المشـــاهدة 491 تم تضمينها في التحليل، من الضروري الآن إدخال أسماء متغيرات الدراسة وتكون البداية بالمتغير التابع FERUSE كما هو معروض في الشـــكل 6.9 كما قمنا بتضمين التقاطع المحتمل والذي يُرمز له دائما بالحرف C ببرنامج EViews.

تأكـــد من أن الاختيـــارات قد تمت وفقاً لما هو معروض في الشـــكل 6.9 بحيث تم اختيار الخيـــار Binary في مربع الخيـــار Method لأن هذه العملية تُســـمى افتراضياً بواسطة برنامج EViews بالطريقة اللوغاريتمية، ثم انقر OK للحصول على النتائج المعروضة في الشكل 9.7.




الشكل 9. 5: تقدير المعادلة في مربع حوار **EViews**

Equation Estimation

Specification | Options

Equation specification

Binary dependent variable followed by list of regressors, OR a linear explicit equation like Y=c(1)+c(2)*X.

FERUSE C CREDIT DMARKET HOURMEET IRSTAT OWNER

Binary estimation method: Probit Logit Extreme value

Estimation settings

Method: BINARY - Binary Choice (Logit, Probit, Extreme Value)

Sample: 1 491

OK Cancel

**الشكل 9. 6: انهاء تقدير المعادلة في مربع الحوار**

وبالأخذ في الاعتبار اختبار طــرف واحد من منحنى التوزيع (أي بمعني مســتوى الدلالة الإحصائية 5% أو 0.05) لكل المتغيرات المســتقلة الخمسة والتقاطع وهي كلها ذات دلالة إحصائية (أي بمعني أننا نرفض فرض العدم $H_0$: الانحدار يساوي صفر) المسافة لأقرب سوق (DMARKET) كما كنا نتوقع لها تأثير سالب على احتمالية استخدام السماد لأن زيادة المسافة إلى السوق تؤدي إلى زيادة في تكاليف النقل إلى المزرعة وهذه التكاليف تمثل عائق، واستخدام الري IRSTAT له تأثير موجب، فالمزارعون الذين يســتخدمون الطرق الحديثة في الري من المحتمل أن يستخدموا السماد.

Equation: UNTITLED Workfile: FERTILISER::Fertiliser\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: FERUSE
Method: ML - Binary Probit (Newton-Raphson / Marquardt steps)
Date: 04/23/20 Time: 18:49
Sample: 1 491
Included observations: 491
Convergence achieved after 4 iterations
Coefficient covariance computed using observed Hessian

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.708130 | 0.120114 | -5.895473 | 0.0000 |
| CREDIT | 0.000190 | 6.80E-05 | 2.797810 | 0.0051 |
| DMARKET | -0.026717 | 0.012134 | -2.201891 | 0.0277 |
| HOURMEET | 0.016196 | 0.006744 | 2.401687 | 0.0163 |
| IRSTAT | 0.909921 | 0.123017 | 7.396687 | 0.0000 |
| OWNER | 0.333171 | 0.125732 | 2.649855 | 0.0081 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| McFadden R-squared | 0.152332 | Mean dependent var | 0.458248 |
| S.D. dependent var | 0.498762 | S.E. of regression | 0.448540 |
| Akaike info criterion | 1.193639 | Sum squared resid | 97.57636 |
| Schwarz criterion | 1.244920 | Log likelihood | -287.0385 |
| Hannan-Quinn criter. | 1.213777 | Deviance | 574.0770 |
| Restr. deviance | 677.2429 | Restr. log likelihood | -338.6215 |
| LR statistic | 103.1660 | Avg. log likelihood | -0.584600 |
| Prob(LR statistic) | 0.000000 | | |

| | | | |
|---|---|---|---|
| Obs with Dep=0 | 266 | Total obs | 491 |
| Obs with Dep=1 | 225 | | |

**الشكل 9. 7: نتائج النموذج اللوغاريتمي ببرنامج EViews**

النتائج المعروضة في الشكل 9.7 تتضمن إحصائية الأرجحية العظمى LR Statistic وهذه الإحصائية تختبر فرضية العدم القائلة بأن الانحدار يساوي صفر، ومن الطبيعي نحن نتمنى رفض فرض العدم وهذا ما نفعله هنا، حيث أن LR = 103.16 مع احتمالية Prob = 0.000 وهذه الاحتمالية ذات دلالة إحصائية مرتفعة، كما أن $R^2$ لماكفدن باسيدو McFeadden's pseudo R-squared تقع ما بين 0 و 1 ولكنها لا تُقارن مع معامل التحديد في الانحدار المتعدد (فهي تركز على كيف تزيد النسبة التفسيرية في حالة إضافة متغير أو متغيرات أخرى إلى النموذج اللوغاريتمي).

من الشكل 7.9 فإن معادلة النموذج اللوغاريتمي هي:

$$ln\left(\frac{P}{1-p}\right) = 0.708130 + 0.000190(CREDIT)\text{-}0.026717(DMARKET) + \cdots$$
$$+ 0.333171(OWNER)$$

فعلى سبيل المثال إذا كانت النتائج لمزرعة معينة ، HOURMEET = 30 ، OWNER = 1 ، IRSTAT = 1 ، CREDIT = 200 ، DMARKET = 6 فإن المعادلة السابقة تكون:

Equation: UNTITLED Workfile: FERTILISER::Fertiliser\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Expectation-Prediction Evaluation for Binary Specification
Equation: UNTITLED
Date: 04/23/20 Time: 20:02
Success cutoff: C = 0.5

| | Estimated Equation | | | Constant Probability | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Dep=0 | Dep=1 | Total | Dep=0 | Dep=1 | Total |
| P(Dep=1)<=C | 181 | 65 | 246 | 266 | 225 | 491 |
| P(Dep=1)>C | 85 | 160 | 245 | 0 | 0 | 0 |
| Total | 266 | 225 | 491 | 266 | 225 | 491 |
| Correct | 181 | 160 | 341 | 266 | 0 | 266 |
| % Correct | 68.05 | 71.11 | 69.45 | 100.00 | 0.00 | 54.18 |
| % Incorrect | 31.95 | 28.89 | 30.55 | 0.00 | 100.00 | 45.82 |
| Total Gain* | -31.95 | 71.11 | 15.27 | | | |
| Percent Gain** | NA | 71.11 | 33.33 | | | |

| | Estimated Equation | | | Constant Probability | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Dep=0 | Dep=1 | Total | Dep=0 | Dep=1 | Total |
| E(# of Dep=0) | 168.04 | 98.15 | 266.19 | 144.11 | 121.89 | 266.00 |
| E(# of Dep=1) | 97.96 | 126.85 | 224.81 | 121.89 | 103.11 | 225.00 |
| Total | 266.00 | 225.00 | 491.00 | 266.00 | 225.00 | 491.00 |
| Correct | 168.04 | 126.85 | 294.89 | 144.11 | 103.11 | 247.21 |
| % Correct | 63.17 | 56.38 | 60.06 | 54.18 | 45.82 | 50.35 |
| % Incorrect | 36.83 | 43.62 | 39.94 | 45.82 | 54.18 | 49.65 |
| Total Gain* | 9.00 | 10.55 | 9.71 | | | |
| Percent Gain** | 19.63 | 19.48 | 19.56 | | | |

**الشكل 9. 8: جدول التنبؤات**

$$ln\left(\frac{P}{1-p}\right) = 0.89854$$

$$\frac{P}{1-P} = e^{0.89854} = 2.456$$

$$P = 2.456 - 2.456P$$

$$3.456P = 2.456$$

حيث أن $P = 0.71$

هناك فرصة تعادل حوالي 71% بأن مزارع معين سوف يكون مستخدماً للسماد، قد يتم إجراء تقدير أكثر لمدى لكفاءة النموذج اللوغاريتمي، في الشكل 9.7 أنقر على:

View…

Expectation-Prediction Evaluation

سوف نحصل على النتائج المعروضة في الشكل 9.8 ، برنامج EViews سوف يسـألك أن تحدد قيمة حد التنبؤ وهي لا بد أن تقع ما بين 0 و 1، سـوف نختار احتمال يسـاوي 0.5 كقيمة لحد التنبؤ، كل مشاهدة سوف يتم تصنيفها وكأن لها احتمـال متوقع يقع أكبر مـن أو أقل من حد التنبـؤ، أي بمعني إذا كان التنبؤ أكبر من 0.5 وسـوف نفترض بأنه من المحتمل بأن المزارع في المجموعة FERUSE = 1 ، في الشكل 8.9 يُفترض أن نركز على أعلى يسار الجدول وبالتحديد تحت العنوان المعادلة المقدرة Estimated Equation ، حيث يتضح من الجدول بـأن 266 مـزارع في المتغير التابع يسـاوي صفر، أي بمعـني أن المجموعة FERUSE = 0 أي أنهم لا يسـتخدمون السماد، وأن 183 من هؤلاء المزارعين كانت توقعات النموذج اللوغاريتمي تُشـير بأنهم من المحتمل أن يسـتخدموا السـماد بنسـبة أقل من حد التنبـؤ 0.5 ، وبالتالي فـإن 181 (68.05%) من المزارعـين هم ضمن المجموعة FERUSE = 0 وكانت التوقعات صحيحة، وكما

هو معروض في الشكل 8.9 فإن 31.95% كانوا قد صُنِفوا خطاءً بواسطة النموذج اللوغاريتـــمي ضمن المجموعـــة FERUSE = 0 ، وبالمثل كان هناك 225 مزارع ضمن فئات المتغير التابع الذي يســـاوي 1 ، أي بمعني أن FERUSE = 1، وهناك 160 مـــزارع (أي حوالي 71.11%) لديهم احتمالية أكبر من نقطة حد التنبؤ 0.5 وكانوا بالتالي تم تصنيفهم بشكل صحيح، وعموماً فإن 341 مزارع (181 + 160) تم تصنيفهم بشـــكل صحيح ضمن مجموعات FERUSE = 0 أو FERUSE = 1 وهذا معدل نجاح عام بمعدل 342 من 491 مزارع أو بنسبة 69.45%.

يمكنكـــم الحصول على معلومات حول ما إذا كان كل مزارع تم تصنيفه ضمن المجموعة الصحيحة أو لا من خلال النقر على:

View. . .

Actual, Fitted, Residual. . .

Actual, Fitted, Residual, Table

وذلك للحصول على نتائج الشـــكل 9.9، تُشـــير النتائج بأن المزارع رقم 1 تم تصنيفه ضمن المجموعة FERUSE = 0 واحتمالية اســـتخدامه للسماد تم عرضها بواسطة النموذج اللوغاريتمي تساوي 0.22717 وهي أقل من حد التنبؤ 0.5 وبذلـــك فإن هذا المزارع تم تصنيفه بشـــكل صحيح، وعموماً فإن المزارع 4 يقع ضمن مجموعة FERUSE = 0 ولكـــن النموذج اللوغاريتمي يتوقع بأن احتمال اســـتخدامه للسماد هي 0.84673 وبالتالي فإن النموذج يتوقع بأن هذا المزارع يُفترض بأن يكون ضمن المجموعة FERUSE = 1 وهذا التصنيف غير صحيح.

Equation: UNTITLED Workfile: FERTILISER::Fertiliser\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

| obs | obs | Actual | Fitted | Residual | Residual Plot |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 1 | 0.00000 | 0.23530 | -0.23530 | |
| 2 | 2 | 0.00000 | 0.22717 | -0.22717 | |
| 3 | 3 | 1.00000 | 1.00000 | 1.3E-13 | |
| 4 | 4 | 0.00000 | 0.84673 | -0.84673 | |
| 5 | 5 | 0.00000 | 0.54569 | -0.54569 | |
| 6 | 6 | 0.00000 | 0.20468 | -0.20468 | |
| 7 | 7 | 0.00000 | 0.02539 | -0.02539 | |
| 8 | 8 | 1.00000 | 0.56581 | 0.43419 | |
| 9 | 9 | 0.00000 | 0.16141 | -0.16141 | |
| 10 | 10 | 0.00000 | 0.51965 | -0.51965 | |
| 11 | 11 | 0.00000 | 0.23016 | -0.23016 | |
| 12 | 12 | 0.00000 | 0.68303 | -0.68303 | |
| 13 | 13 | 1.00000 | 0.71827 | 0.28173 | |
| 14 | 14 | 0.00000 | 0.23000 | -0.23000 | |
| 15 | 15 | 1.00000 | 0.68483 | 0.31517 | |
| 16 | 16 | 1.00000 | 0.69119 | 0.30881 | |
| 17 | 17 | 0.00000 | 0.69917 | -0.69917 | |
| 18 | 18 | 0.00000 | 0.29623 | -0.29623 | |
| 19 | 19 | 1.00000 | 0.69996 | 0.30004 | |
| 20 | 20 | 1.00000 | 0.33101 | 0.66899 | |
| 21 | 21 | 0.00000 | 0.68682 | -0.68682 | |
| 22 | 22 | 0.00000 | 0.59525 | -0.59525 | |
| 23 | 23 | 1.00000 | 0.51921 | 0.48079 | |
| 24 | 24 | 1.00000 | 0.78120 | 0.21880 | |
| 25 | 25 | 1.00000 | 0.36231 | 0.63769 | |
| 26 | 26 | 0.00000 | 0.64996 | -0.64996 | |
| 27 | 27 | 1.00000 | 0.39303 | 0.60697 | |
| 28 | 28 | 0.00000 | 0.34004 | -0.34004 | |
| 29 | 29 | 0.00000 | 0.23065 | -0.23065 | |
| 30 | 30 | 1.00000 | 0.72296 | 0.27704 | |
| 31 | 31 | 1.00000 | 0.52847 | 0.47153 | |
| 32 | | | | | |

**الشكل 9. 9: مجموعات التنبؤ لكل مزارع**

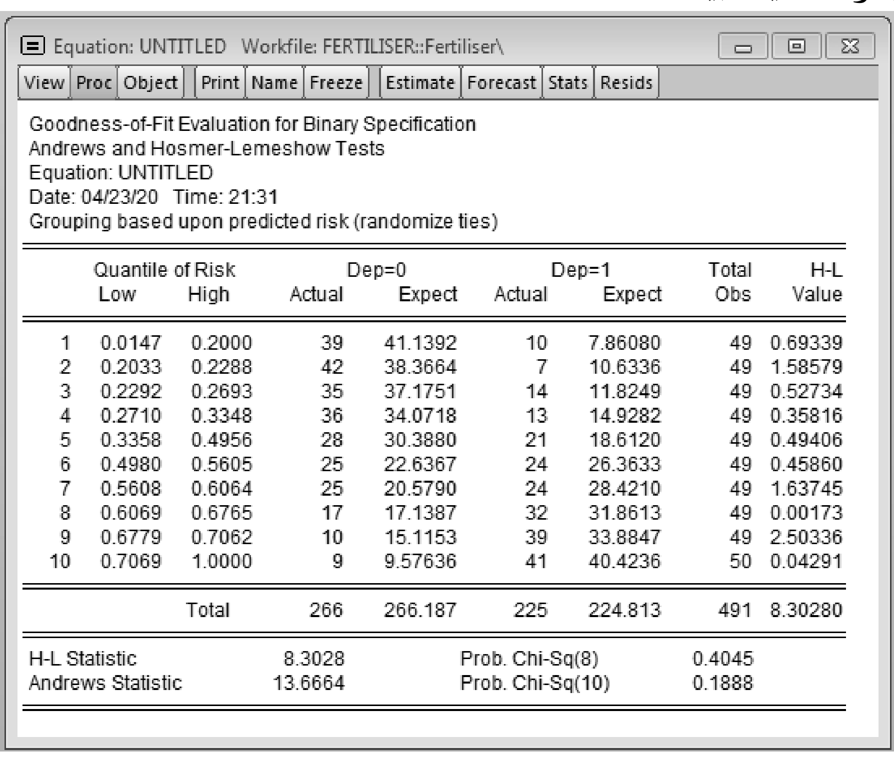
ولتقييـــم مدى كفاءة النموذج اللوغاريتمي، هناك اختبار توافق هوســـمر لمشو Hosmer-Lemeshow (HL) goodness of fit test والذي يمكن القيام به من خلال النقر على:

View ...

Goodness-of-Fit Test (Hosmer-Lemeshow) ...

للاختصـــار فإن اختبار HL له فرضية العدم الخاصة به وهي $H_0$ : النموذج يتنبأ بدرجة كافيـــة بالمجموعة التي ينتمي إليها المـــزارع، ويتم رفض فرضية

العدم في حالة أن مستـــوى المعنوية أقل من 5% أو 0.05، وفي المثال الســـابق وجدنا بـــأن HL = 8.3028 وهي ذات دلالة إحصائية 0.4045 (أنظر الشـــكل 10.9) وبالتـــالي فإننا لـــن نرفض فرض العدم والنمـــوذج اللوغاريتمي يعرض بدرجة كافية البيانات.



Equation: UNTITLED Workfile: FERTILISER::Fertiliser\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Goodness-of-Fit Evaluation for Binary Specification
Andrews and Hosmer-Lemeshow Tests
Equation: UNTITLED
Date: 04/23/20 Time: 21:31
Grouping based upon predicted risk (randomize ties)

| | Quantile of Risk | | Dep=0 | | Dep=1 | | Total | H-L |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Low | High | Actual | Expect | Actual | Expect | Obs | Value |
| 1 | 0.0147 | 0.2000 | 39 | 41.1392 | 10 | 7.86080 | 49 | 0.69339 |
| 2 | 0.2033 | 0.2288 | 42 | 38.3664 | 7 | 10.6336 | 49 | 1.58579 |
| 3 | 0.2292 | 0.2693 | 35 | 37.1751 | 14 | 11.8249 | 49 | 0.52734 |
| 4 | 0.2710 | 0.3348 | 36 | 34.0718 | 13 | 14.9282 | 49 | 0.35816 |
| 5 | 0.3358 | 0.4956 | 28 | 30.3880 | 21 | 18.6120 | 49 | 0.49406 |
| 6 | 0.4980 | 0.5605 | 25 | 22.6367 | 24 | 26.3633 | 49 | 0.45860 |
| 7 | 0.5608 | 0.6064 | 25 | 20.5790 | 24 | 28.4210 | 49 | 1.63745 |
| 8 | 0.6069 | 0.6765 | 17 | 17.1387 | 32 | 31.8613 | 49 | 0.00173 |
| 9 | 0.6779 | 0.7062 | 10 | 15.1153 | 39 | 33.8847 | 49 | 2.50336 |
| 10 | 0.7069 | 1.0000 | 9 | 9.57636 | 41 | 40.4236 | 50 | 0.04291 |
| | | Total | 266 | 266.187 | 225 | 224.813 | 491 | 8.30280 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| H-L Statistic | 8.3028 | Prob. Chi-Sq(8) | 0.4045 |
| Andrews Statistic | 13.6664 | Prob. Chi-Sq(10) | 0.1888 |

**الشكل 9. 10: اختبار جودة التوافق (اختبار هوسمر-لمشو)**

الفصل العاشر

# نموذج متجه الانحدار الذاتي (VAR)

في تحليل الانحدار فإن المتغيرات الداخلية والخارجية يتم استخدامها معاً، المتغير الداخلي endogenous هو متغير (تـــم الحصول عليه من خلال نموذج إحصائي) يتم تفسيره من خلال العلاقة بين دوال في النموذج، فعلى سبيل المثال ســـعر التعادل لبضاعة معينة في نموذج الطلب والعرض هو متغير داخلي لأنه يُحدد من خـــلال ردة الفعل تجاه طلب العميل، فـــإذا كان الاتجاه العام لمتغير واحدة يمكن التنبؤ به للحصول على نتيجة معينة للمتغير الآخر - حتى وإن لم يكن في نفس الاتجاه - فإن التغير ســـوف يكـــون مرتبطاً بذلك المتغير وهذا المتغير ســـوف يعتبر متغير داخلي، وفي مقابـــل المتغيرات الداخلية هناك المتغيرات الخارجية والتي تُعتبر متغيرات مســـتقلة، وهذا يعني أن متغير واحد في المعادلة لا يرتبط مباشرة بالتغير في المتغير الاخر مثال ذلك الدخل الشخصي والتفضيل الشخصي للألوان أو معدل سقوط الأمطار وأسعار الغاز.

صياغة النموذج الســـببي تُستخدم من قبل الاقتصاديين لتفسير مخرجات المتغيرات التابعة ومعرفة إلى أي حد يمكن للنتيجة أن تســـاهم في الســـبب الداخـــلي أو الخارجي، وهـــذا مهم في الاقتصـــاد القيـــاسي وصياغة النماذج الاقتصادية لأنها يمكن أن توضح بأن متغير ما يؤدي إلى تأثير معين، فنماذج المعادلات المتزامنة الكلاســـيكية تتضمن عدد m من المتغيرات الداخلية (أي بمعنى متغيرات تابعة) وتنتهي بعدد m معادلة لكل متغير داخلي، كل معادلة قد يكون لها واحد أو أكثر من المتغيرات الداخلية وبعض المتغيرات الخارجية.

**مشـــكلة تحديد النموذج يجب التعامل معها قبـــل تقدير هذه الأنواع من المعادلات**، ولتحقيق ذلك يتم وضع بعض القيود العشـــوائية وذلك من خلال

اســـتثناء بعض المتغيرات من المعادلة وهذه المتغيرات قد تكون ضمن بعض المعـــادلات الأخرى في النظام، الباحث Sims (1980) يتنقد بشـــكل قوي هذه الطريقـــة، ويجادل بأنـــه إذا كان هناك عدد m من المتغـــيرات الداخلية فإنها يفترض معاملتها بشـــكل متســـاوي، ويجب بالخصوص عدم وجود تفرقه بين المتغيرات الداخلية والخارجية، وبالتالي فكل معادلة يجب أن يكون لها نفس عدد المتغيرات التنبؤية.

**لهذا السبب فإن الباحث (1980) Sims قام بتطوير نموذج VAR.**

## 1.10 منهجية VAR

لنأخذ في الاعتبار نظامين يعتمدان على فرضية وجود علاقة بين ثلاثة أو ستة أشهر أذونات الخزانة وهذان النظامان تم توضيحهما من خلال المعادلات التالية:

$$TB3_t = A_1 + \sum_{j=1}^{j=p} B_j TB3_{t\text{-}1} + \sum_{j=1}^{j=p} C_j TB6_{t\text{-}j} + u_{1t}$$

$$TB6_t = A_2 + \sum_{j=1}^{j=p} B_j TB3_{t\text{-}j} + \sum_{j=1}^{j=p} C_j TB6_{t\text{-}j} + u_{2t}$$

حيث أن TB3 و TB6 معدات أذونات الخزانة لمدة 6 أشـــهر و3 أشهر، $U_{1t}$ و $U_{2t}$ تمثـــل حـــدود خطأ الضجة البيضـــاء، ويمكننا أن نســـميها **النبضات (المحثات)** أو **الابتكارات** أو **الصدمات** في رافعة VAR.

**المتغيرات الثنائية في VAR المعطاة آنفاً توضح عدة مميزات هي:**

1 - النظام أعلاه يوضح بأن نظام معادلة نوع المتزامنة، كل معادلة تتضمن قيم فترة التباطؤ الخاصة بها وفترات التباطؤ للمتغيرات الأخرى في النظام، القيم الحالية للمتغيرين الاثنين تم تضمينهما في الجانب الأيمن لهذه المعادلات.

2 - قم باستخدام نفس عدد فترات التباطؤ في كل معادلة.

3 - نظام VAR الثنائي المعروض سابقاً يُعرف بنموذج VAR ($p$) وله فترة تباطؤ $p$ لكل متغير في الجانب لأيمن للنموذج، وعندما تكون لدينا فترة تباطؤ واحدة لكل متغير في الجانب الأيمن للنموذج فسوف يكون لدينا نموذج VAR (1)، وإذا كان لدينا فترتا تباطؤ فسوف يكون لدينا نموذج VAR (2) وهكذا.

4 - نظام VAR يمكن توسيعه ليشمل عدة متغيرات، وكل معادلة في النظام سوف تحتوي على فترات تباطؤ عددها $p$ لكل متغير في الجانب الأيمن لكل معادلة.

5 - في نظام المتغيرين الاثنين يمكن أن يكون لديه في أقصى حدوده علاقة تكاملية واحدة أو علاقة تعادل واحدة بين المتغيرين، فإذا كان لدينا نظام VAR له ثلاثة متغيرات فيمكن أن يكون هناك في أقصى الحدود علاقتان تكامليتان بين المتغيرات الثلاثة، وبصفة عامة فإن نظام VAR الذي يتضمن متغيرات عددها n يمكن أن يحتوي على علاقات تكاملية عددها ($n$ - 1)، ووفقاً لمنهجية جونسن Johansen فإن هذه الميزة متوفرة في EViews والبرامج الإحصائية الأخرى ويمكن أن تساعد في إيجاد العديد من العلاقات التكاملية بين عدد n من المتغيرات.

6 - بعد حساب اختبار التكامل لجونسن إذا وجدنا بأن المتغيرات ليست متكاملة فيمكننا تطوير نموذج VAR غير مقيد أو نماذج أخرى مثل تلك المستخدمة في تحليل بيانات السلاسل الزمنية، فإذا كانت المتغيرات متكاملة فإنه يمكننا تطوير نموذج ECM والذي يمكن أن يُسمى نموذج VAR المقيد أو نموذج VECM.

**ملاحظة**: عدد فترات التباطؤ يمكن إيجاده من خلال استخدام معيار Akaike or Schwarz.

**هناك ثلاثة احتمالات هي:**

1 - كلا السلســـلتين الزمنيتين TB3 و TB6 تساوي I(0) مستقرتين وفي هذه الحالة فإنه يمكننا تقدير كل معادلة من خلال OLS.

2 - كلا السلسلتين الزمنيتين TB3 و TB6 تساوي I(1) وبالتالي يمكننا أخذ الفرق الأول للمتغيرين والذي نعرف مســـبقاً أنه مســـتقر، ويمكننا بعد ذلك استخدام OLS لتقدير كل معادلة بشكل منفرد.

3 - إذا كانت السلســـلتين I(1) ولكنهما متكاملتين فإنه يمكننا اســـتخدام آليـــة تصحيح الخطأ ECM، وهذه الآلية تدمـــج التعادل طويل الأجل مع الديناميكية طويلة الأجل للحصول على التعادل، وبما أننا نتعامل مع أكثر من متغير واحد في نظام VAR فـــإن النظير الثنائي لـ ECM هو ما يُعرف بنموذج تصحيح خطأ المتجه VECM.

**الشرط الضروري لـ VAR هو أن السلسلة الزمنية التي يتم التعامل معها يجب أن تكون مستقرة.**

## 2.10 عملية التقدير

**الخطوة الأولى: فحص استقرار السلسلة الزمنية:**

**السلسلة الزمنية الأولى: TB3 معدلات أذونات الخزانة لمدة 3 أشهر (الطريقة غير الرسمية)**

### أ) الرسم البياني للسلسلة

| أنقر على Quick > Graph ثم اطبع TB3 واختر Line Graph ثم انقر OK. |
|---|

بناءً على الشكل 1.10 فإن السلسلة TB3 تبدو سلسلة سير عشوائي مع اتجاه، حيث أنها اتجهت لأعلى ولأسفل لفترة من الزمن، ولاحقاً كان اتجاه السلسلة نحو الانخفاض، وتبدو السلسلة غير مستقرة.

**ب) اختبار الارتباط للسلسلة TB3**:

أنقر نقراً مزدوجاً على المتغير TB3 في منطقة العمل لعرض بيانات المتغير TB3.

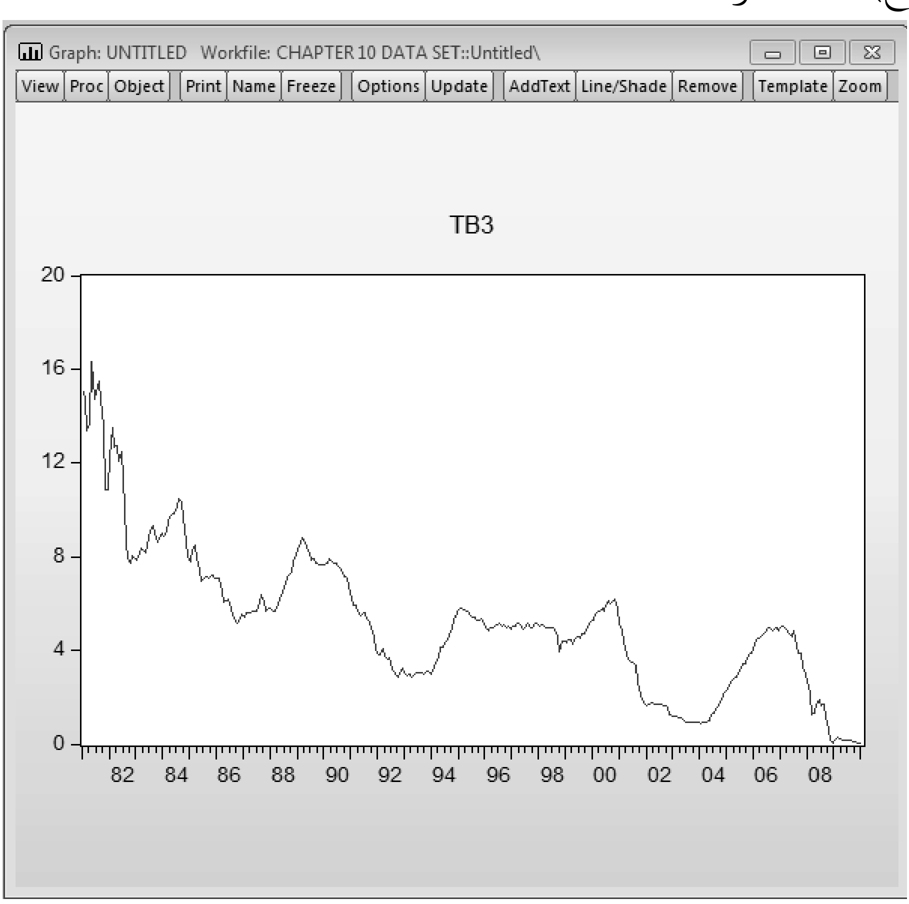
| انقر على View > Correlogram ثم اختر المستوى وانقر على OK. |
|---|

**اختبار الارتباط:**

أ) $H_0$ : TB3 ليس لها جذر وحدة.

ب) $H_1$ : TB3 لها جذر وحدة.

ج) $\alpha = 5\%$ أو 0.05




**الشكل 10. 1: رسم بياني للسلسلة TB3**

Series: TB3 Workfile: CHAPTER 10 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph

Correlogram of TB3

Date: 04/28/20 Time: 18:19
Sample: 1981M01 2010M01
Included observations: 349

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.974 | 0.974 | 333.82 | 0.000 |
| | | 2 | 0.944 | -0.081 | 648.50 | 0.000 |
| | | 3 | 0.920 | 0.092 | 948.00 | 0.000 |
| | | 4 | 0.894 | -0.051 | 1231.9 | 0.000 |
| | | 5 | 0.860 | -0.160 | 1495.6 | 0.000 |
| | | 6 | 0.830 | 0.062 | 1741.5 | 0.000 |
| | | 7 | 0.800 | -0.046 | 1970.6 | 0.000 |
| | | 8 | 0.769 | -0.006 | 2183.2 | 0.000 |
| | | 9 | 0.738 | -0.009 | 2379.5 | 0.000 |
| | | 10 | 0.706 | -0.069 | 2559.4 | 0.000 |

**الشكل 10. 2: جدول الارتباط للسلسلة TB3**

لا يوجد إحصائية اختبار لحسابها ولكننا نركز على عمود الاحتمال Prob في الشكل 2.10.

د) قيم p-values = 0.000

ه) p-values = 0.000 < 0.05 وبالتالي نرفض فرض العدم.

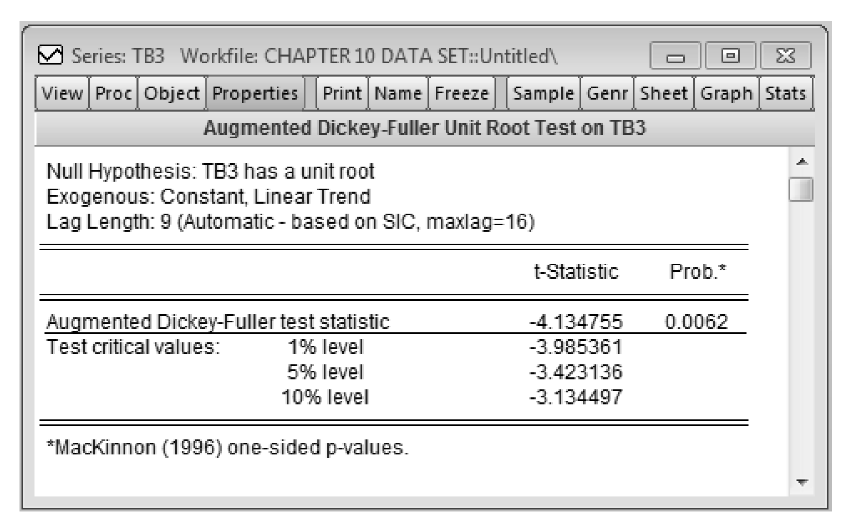
و) نستنتج بأن TB3 سلسلة ليست مستقرة.

## الطريقة الرسمية:

### اختبار ديكي فولر المعزز للسلسلة TB3:

قبل البدء بإجراء الاختبار في EViews نحتاج إلى أن نقرر ما إذا كنا نرغب في إضافة اتجاه أو لا.

**إذا كان الرسم البياني للسلسلة يُشير إلى اتجاه معين فإننا نقوم بإضافة اتجاه مع التقاطع.**



Series: TB3 Workfile: CHAPTER 10 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on TB3

Null Hypothesis: TB3 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -4.134755 | 0.0062 |
| Test critical values: | 1% level | -3.985361 | |
| | 5% level | -3.423136 | |
| | 10% level | -3.134497 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**الشكل 10. 3: اختبار جذر الوحدة TB3**

**إذا كان الرســـم البياني للسلسلة لا يُشـــير إلى اتجاه معين فإننا لا نقوم بإضافة التقاطع فقط.**

**اتبع الخطوات التالية ببرنامج** EViews: انقر نقراً مزدوجاً على السلسلة TB3 من منطقة العمل، ومن النافذة التي تعرض بيانات السلسلة TB3 اختر View > Unit Root test في نوع الاختبار Test type اختر Augmented Dickey-Fuller وفي الخيار Test for unit root in اختر Level وفي الخيار Include in test equation اختر Trend and Intercept إذا كان الرسم البياني يُشير إلى اتجاه معين، وبخلاف ذلك اختر Intercept فقط ثم انقر OK.

1 - $H_0$ : TB3 لها جذر وحدة ولست مستقرة.

2 - $H_1$ : TB3 ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05.

بناءً على الشكل 3.10 فإن إحصائية اختبار ADF تساوي -4.134755

4 - قيم p-values = 0.0062

5 - الاحتمال 0.0062 < 0.05 وبالتالي نرفض فرض العدم $H_0$.

6 - TB3 ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.

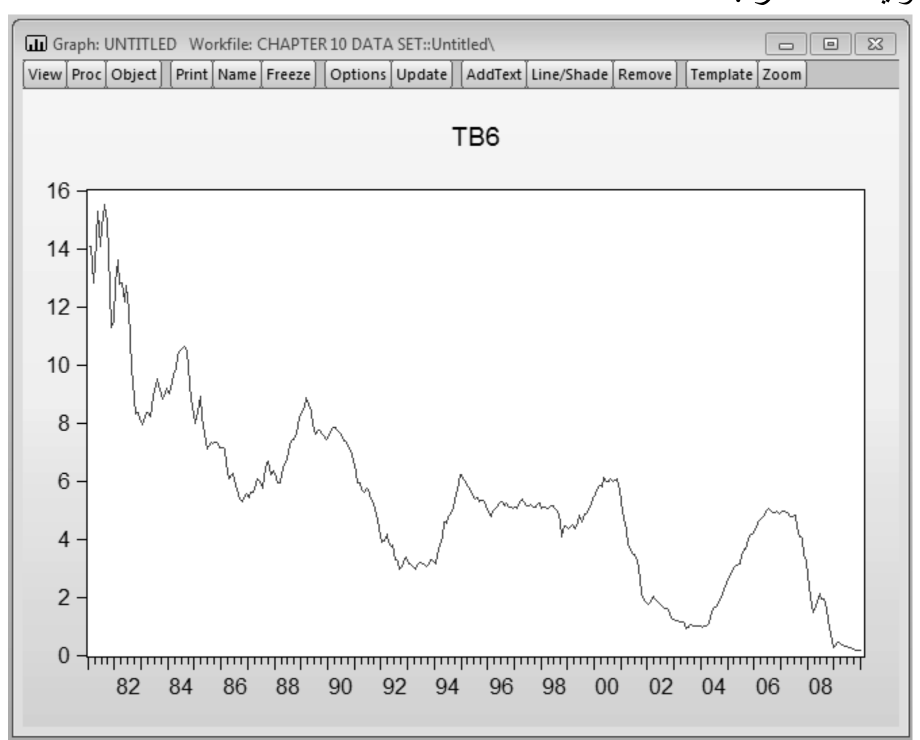
## السلسلة الزمنية الثانية: معدلات أذونات الخزانة لـ 6 أشهر TB6

### الطريقة غير الرسمية:

### (أ) الرسم البياني للسلسلة:

| أنقر Quick > Graph واطبع TB6 واختر Line Graph ثم انقر OK |
|---|

بنـــاءً على الشـــكل 4.10 فيبدو أن السلســـلة TB6 لها اتجـــاه نحو الانخفاض وليست مستقرة.




**الشكل 10. 4: الرسم البياني للسلسة TB6**

### (ب) اختبار الارتباط للسلسلة TB6:

أنقر نقراً مزدوجاً على السلسلة TB6 من منطقة العمل.

| انقر على View > Correlogram ثم اختر المستوى وانقر على OK. |
|---|

### اختبار الارتباط

**ملاحظة:**

فرضية العدم والفرضية البديلة للارتباط في الاختبار الرسمي وفي اختبار ديكي فولر المعزز عكس بعضهما تماماً.

(أ) $H_0$ : TB6 ليس لها جذر وحدة.

(ب) $H_1$ : TB6 لها جذر وحدة.

(ج) $\alpha = 5\%$ أو 0.05

ليس هناك إحصائية اختبار لحسابها، ولكننا نركز على عمود الاحتمال Prob في الشكل 5.10.

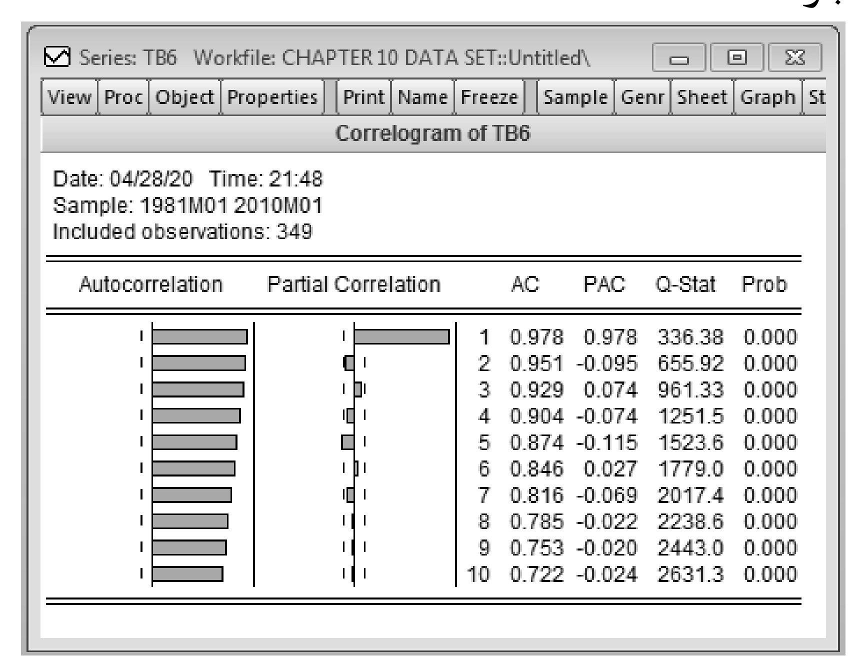
(د) قيم p-values = 0.000

(هـ) Prob = 0.000 < 0.05 وبالتالي فإننا نرفض العدم $H_0$.

(و) TB6 ليست مستقرة.

**الطريقة الرسمية:**

**اختبار** ADF **لـ** TB6:



Series: TB6 Workfile: CHAPTER 10 DATA SET::Untitled\

Correlogram of TB6

Date: 04/28/20 Time: 21:48
Sample: 1981M01 2010M01
Included observations: 349

| | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.978 | 0.978 | 336.38 | 0.000 |
| 2 | 0.951 | -0.095 | 655.92 | 0.000 |
| 3 | 0.929 | 0.074 | 961.33 | 0.000 |
| 4 | 0.904 | -0.074 | 1251.5 | 0.000 |
| 5 | 0.874 | -0.115 | 1523.6 | 0.000 |
| 6 | 0.846 | 0.027 | 1779.0 | 0.000 |
| 7 | 0.816 | -0.069 | 2017.4 | 0.000 |
| 8 | 0.785 | -0.022 | 2238.6 | 0.000 |
| 9 | 0.753 | -0.020 | 2443.0 | 0.000 |
| 10 | 0.722 | -0.024 | 2631.3 | 0.000 |

**الشكل 10. 5: جدول الارتباط لسلسلة TB6**

Series: TB6 Workfile: CHAPTER 10 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on TB6

Null Hypothesis: TB6 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -3.165412 | 0.0932 |
| Test critical values: | 1% level | -3.984726 | |
| | 5% level | -3.422828 | |
| | 10% level | -3.134315 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**الشكل 10. 6: اختبار جذر الوحدة لسلسلة TB6**

**قم باتباع الخطوات التالية ببرنامج** EViews: انقر نقراً مزدوجاً على المتغير TB6 في منطقة العمل وذلك لعرض بيانات ذلك المتغير، ثم اختر View > Unit Root test في الخيار Test type اختر Augmented Dickey-Fuller وفي الخيار Test for unit root اختر level وفي الخيار Include in test equation اختر Trend and Intercept إذا كان الرسم البياني يُشير إلى اتجاه وخلاف ذلك اختر only intercept ثم انقر OK.

1 - $H_0$ : TB6 لها جذر وحدة وليست مستقرة.

2 - $H_1$ : TB6 ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.

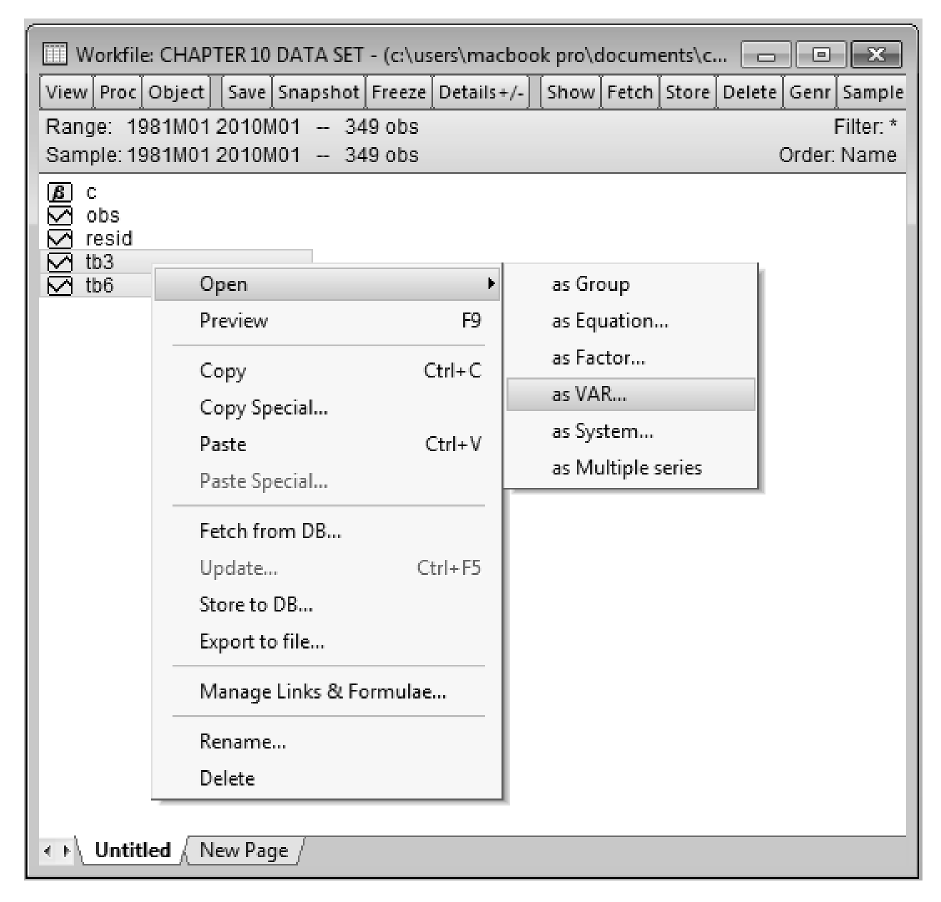
3 - α = 5% أو 0.05

**بناءً على الشكل 6.10 فإن إحصائية اختبار ADF تساوي 3.165412-**

4 - قيم p-values = 0.0932

5 - قيمة الاحتمال 0.0932 < 0.05 وبالتالي نرفض فرض العدم $H_0$.

6 - TB6 لها جذر وحدة وليست مستقرة.




**الشكل 10. 7: طريقة VAR ببرنامج EViews**

الاستنتاج السابق يُشير إلى أن TB3 مستقرة ولكن TB6 ليست مستقرة.

الآن يجب علينا أن نقوم بحساب الاختبار المتكامل لنموذج VAR والتي تُعرف كذلك باختبار التكامل لجونسن، والتي لها خيارين اثنين هما:

1 - إذا كانت السلسلة متكاملة فيمكننا الانتقال إلى استخدام نموذج VECM أي بمعني استخدام نموذج VAR المقيد.

2 - إذا كانت السلسلة غير متكاملة (أي بمعنى ليس هناك علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات) فيجب علينا اتباع نموذج يُعرف بنموذج VAR غير المقيد.

## الخطوة الثانية: طول فترة التباطؤ

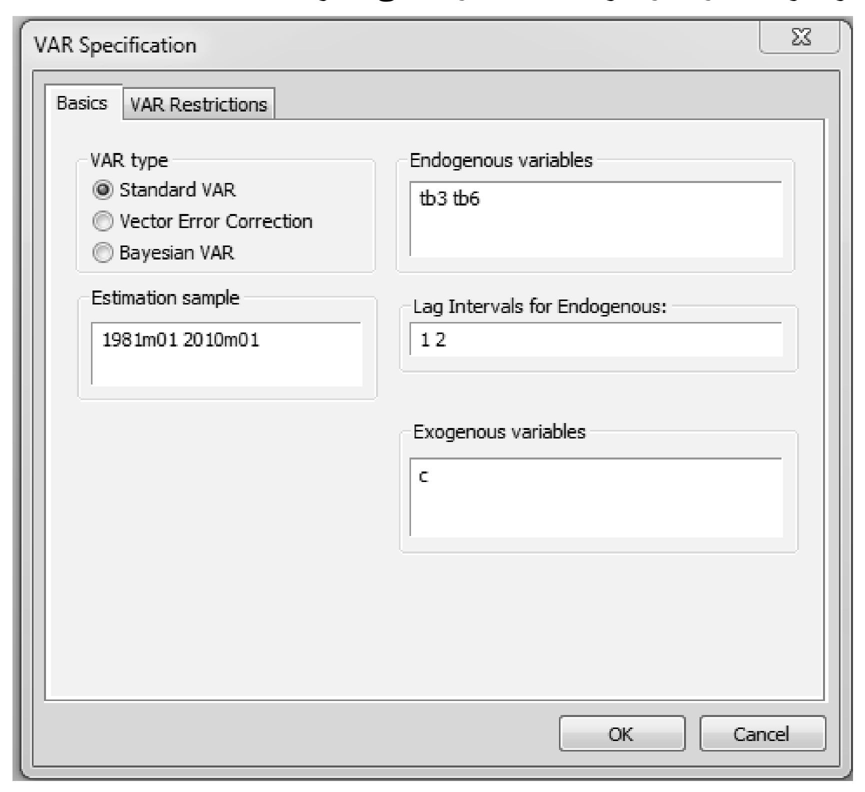
باتباع هذه الطريقة خطوة بخطوة حتى النهاية يمكننا أن نحدد كم عدد فترات التباطؤ التي يُفترض تضمينها في نموذج VAR.

| قم بتحديد المتغيرين في منطقة العمل ثم انقر زر الفارة الأيمن واختر open as VAR > كما هو موضح في الشكل 7.10. |
|---|

سوف تفتح النافذة الموضحة في الشكل 8.10.

| انقر على View > Lag Structure > Lag length Criteria كما هو معروض في الشكل 9.10. |
|---|

اختر فترة تباطؤ 8 وانقر OK للحصول على مخرجات الشكل 10.10.




**الشكل 10. 8: نافذة تحديد نموذج VAR**

النجوم في الأعمدة من 3 - 7 تُشير إلى عدد فترات التباطؤ التي ينصح بها كل معيار AIC ، FPE ، LR وهي ثمان فترات تباطؤ في حين أن HQ ، SC تنصح بثلاث فترات تباطؤ.

ســوف نتبع فترة تباطؤ SC (معيار معلومات شــوارز Schwarz) ونختار ثلاث فترات تباطؤ (الدراسات تستخدم هذا المعيار بشكل كبير في اختباراتها).

## الخطوة الثالثة: اختبار التكامل لجونسن

انقر على Quick > Group Statistics > Johansen Cointegration Test كما هو معروض في الشكل 11.10.
سوف تنتقل لنافذة أخرى لكتابة أسماء المتغيرات الخاصة بالنموذج كما هو معروض في الشكل 12.10، يفترض أن تلاحظ بأن الترتيب ليس مهم هنا، قم بكتابة أسماء المتغيرات ثم انقر OK.

في الشكل 13.10 سوف نقوم بتحديد خصائص اختبار تكامل جونسن وإذا كانت النتائج يجب أن تتضمن اتجاه وتقاطع أو لا، ســوف نقرر بناءً على الرسم البياني للسلســلة، الأشكال البيانية الســابقة توضح بأنه ليس لدينا اتجاهات قطعية محددة وذلك ســوف نختار الخيار 3 كما هو موضح سابقاً، وإذا كنا نريد إضافة متغيرات خارجية فيفترض كتابة أسماء تلك المتغيرات في مربع الحوار في خانة Exog Variables وفي خانة Lag Intervals اختر فترات تســاوي طول فترة التباطؤ التي وجدناها سابقاً وهي ثلاث فترات تباطؤ، لذا سوف نختار فترة 1 و 2 وهذا يعني 1 + 2 = 3 ثم انقر OK للحصول على مخرجات الشكل 14.10.

### اختبار التكامل

1 - $H_0$ : السلسلة ليست متكاملة.

2 - $H_1$ : السلسلة متكاملة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

**الشكل 10. 9: تركيبة فترة التباطؤ**

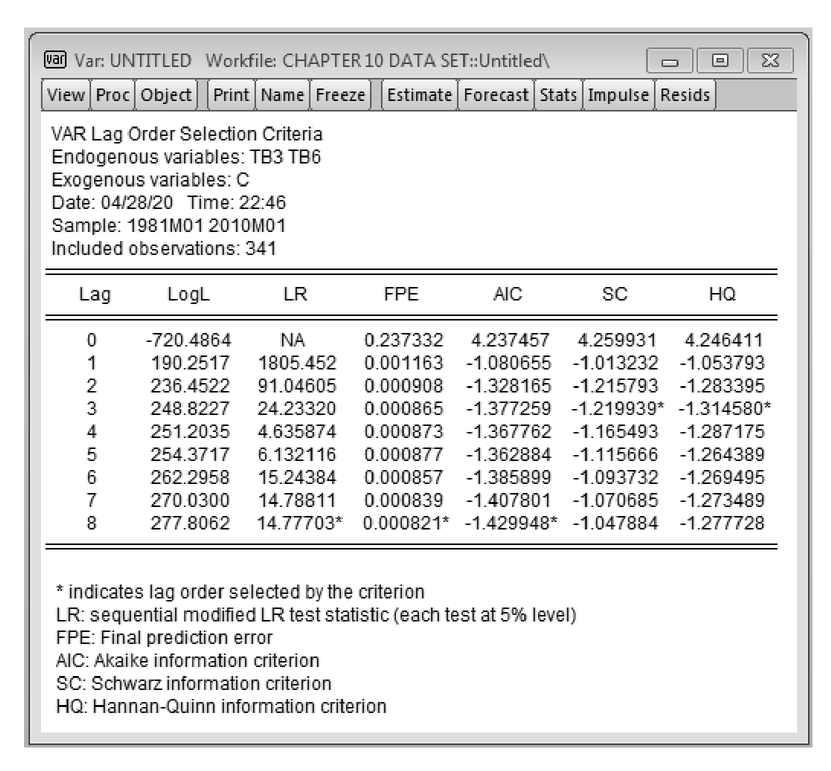
اختبار اثنـــين لترتيب التكامل غير المقيد: اختبـــار الأثر واختبار الجذر الكامن تم عرض نتائجهما في المخرجات.

سوف نركز على شيئين مهمين في هذه المخرجات:

**1 - اختبار الأثر يُشير إلى 1 عند مستوى معنوية 0.05.**

**2 - اختبـــار الحد الأقصى للجذر الكامن يُشـــير إلى 1 تكامل مشـــترك عند مستوى 0.05.**

**هذين الرقمين يساعدان في رفض فرضية العدم $H_0$ ونستنتج بأن السلسلة متكاملة.**

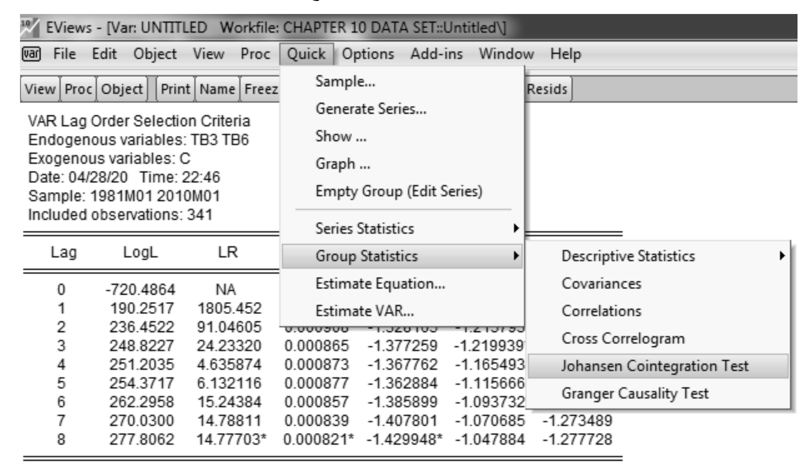


VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: TB3 TB6
Exogenous variables: C
Date: 04/28/20 Time: 22:46
Sample: 1981M01 2010M01
Included observations: 341

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | -720.4864 | NA | 0.237332 | 4.237457 | 4.259931 | 4.246411 |
| 1 | 190.2517 | 1805.452 | 0.001163 | -1.080655 | -1.013232 | -1.053793 |
| 2 | 236.4522 | 91.04605 | 0.000908 | -1.328165 | -1.215793 | -1.283395 |
| 3 | 248.8227 | 24.23320 | 0.000865 | -1.377259 | -1.219939* | -1.314580* |
| 4 | 251.2035 | 4.635874 | 0.000873 | -1.367762 | -1.165493 | -1.287175 |
| 5 | 254.3717 | 6.132116 | 0.000877 | -1.362884 | -1.115666 | -1.264389 |
| 6 | 262.2958 | 15.24384 | 0.000857 | -1.385899 | -1.093732 | -1.269495 |
| 7 | 270.0300 | 14.78811 | 0.000839 | -1.407801 | -1.070685 | -1.273489 |
| 8 | 277.8062 | 14.77703* | 0.000821* | -1.429948* | -1.047884 | -1.277728 |

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

الشكل 10. 10: مخرجات نموذج VAR

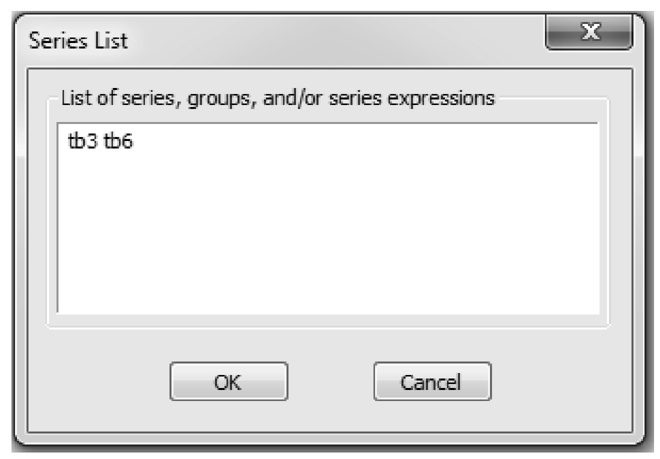



الشكل 10. 11: اختبار التكامل المشترك لـ جنسن في EViews

**بمان أن السلسلة متكاملة يمكننا الآن حساب نموذج VECM.**

## الخطوة الرابعة: نموذج VECM

بما أن المتغيرات متكاملة سوف نقوم بتقدير نموذج VAR المقيد كما أشرنا سابقاً.



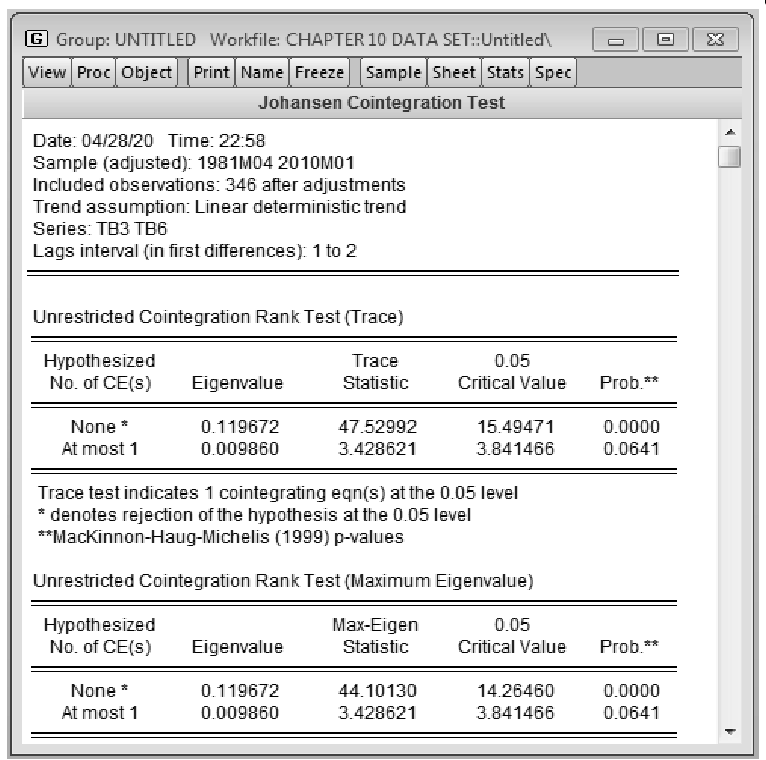

**الشكل 10. 12: قائمة بالسلاسل**



**الشكل 10. 13: تحديد اختبار التكامل**

أنقر على Quick > Estimate VAR كما هو مبين في الشكل 15.10.
في الخيار VAR type كما هو في الشكل 16.10 اختر Vector Error Correction لأن السلسلة كانت متكاملة، وفي الخيار Endogenous Variables قم بطباعة أسماء متغيرات النموذج وفي هذه الحالة TB3 و TB6 (لا تستخدم الفرق الأول للمتغيرات لأن الفرق الأول للمتغيرات سوف يتم استخدامه تلقائياً من قبل EViews)، يمكنك تغيير عدد فترات التباطؤ من الخيار Lag Intervals ثم أنقر OK للحصول على مخرجات الشكل 17.10.

مخرجات الشكل 17.10 وضعت المتغيرات التابعة في صف والمتغيرات المستقلة في عمود، كل متغير مستقل له ثلاثة أرقام، الرقم الأول هو معامل المتغير المستقل، والرقم الثاني داخل أقواس صغير هو الخطأ المعياري للمعامل، والرقم الثالث داخل أقواس أكبر هو إحصائية t.



Group: UNTITLED Workfile: CHAPTER 10 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

Johansen Cointegration Test

Date: 04/28/20 Time: 22:58
Sample (adjusted): 1981M04 2010M01
Included observations: 346 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: TB3 TB6
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

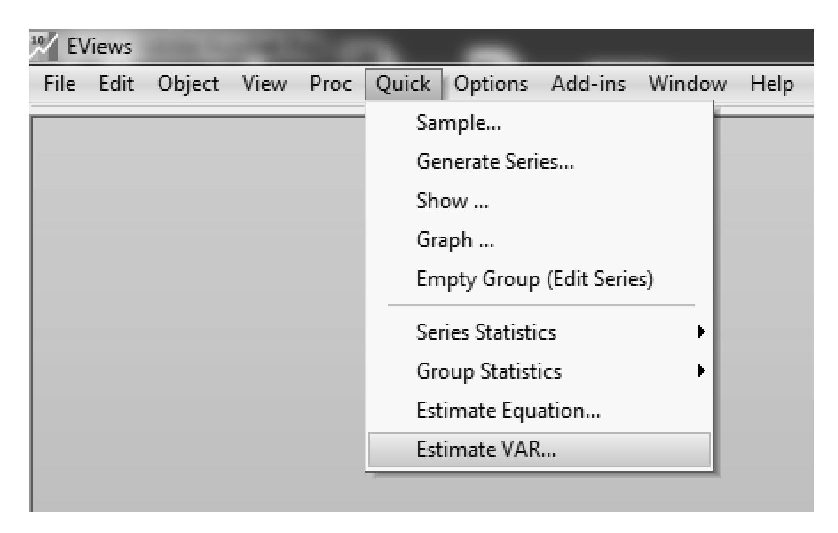
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---|---|---|---|---|
| None * | 0.119672 | 47.52992 | 15.49471 | 0.0000 |
| At most 1 | 0.009860 | 3.428621 | 3.841466 | 0.0641 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---|---|---|---|---|
| None * | 0.119672 | 44.10130 | 14.26460 | 0.0000 |
| At most 1 | 0.009860 | 3.428621 | 3.841466 | 0.0641 |

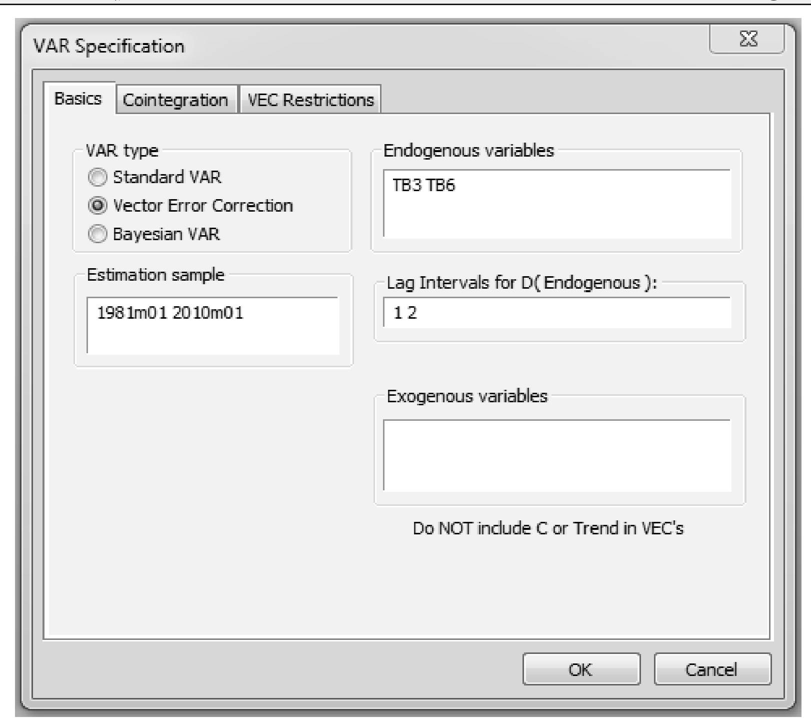
**الشكل 10. 14: مخرجات التكامل المشترك لـ جنسن**




**الشكل 10. 15: تقدير VAR**

للحصول على قيمة p-value لكل معامل يجب اتباع الخطوات التالية:

| انقر على Proc > Make System > Order by Variable كما هو معروض في الشكل 18.10. |
|---|




**الشكل 10. 16: تحديد VAR : ارتباط خطأ الاتجاه**

سوف تحصل على مخرجات كما في الشكل 19.10:

هذه المخرجات والتي تُعرف باســـم **معادلة النظام** تعطي 12 معامل نظام، و 6 معاملات لكل معادلة (تتضمن التقاطعات) وأسماءها هي: ، C(2) ، C(1) C(3) وهكذا يتم استخدام المعاملات.

ولحساب قيم p-values لكل هذه المعاملات يجب اتباع الخطوات التالية:

| أذهب إلى Estimate ومن قائمة Estimation Methods اختر Ordinary Least Squares كما هو موضح في الشكل 20.10 ثم انقر OK. |
|---|

سوف تحصل على مخرجات كما في الشكل 21.10 والتي تعطي قيم p-values لكل المعاملات.

ومن المعادلتين التي تم عرضهما في النصف الثاني لهذه المخرجات يمكننا تحديد أي معامل يخص كل متغير.

نبدأ بقـــراءة هاتين المعادلتين من النهايـــة إلى البداية، فالمعاملات C(6) و C(12) هما قيم التقاطع لهاتين المعادلتين على التوالي.

**الخطوة الخامسة: اختبار المعاملات**

يجب علينا إجراء اختبار فرضية لكل معامل، فهذا سوف يعطينا فكرة على المتغير الذي أثر في المتغير التابع في كل نموذج والمتغير الذي لم يكن له تأثير.

للتأكد بأن هناك علاقة طويلة الأجل بين TB3 و TB6 في النموذج الأول وعلاقة مشابهة بين TB3 و TB6 في النموذج الثاني سوف نقوم بإجراء اختبار فرضيات للمعاملات C(1) و C(2) وهذين المعاملين هما معاملين ECMt-1 في النموذج الأول والثاني على التوالي.

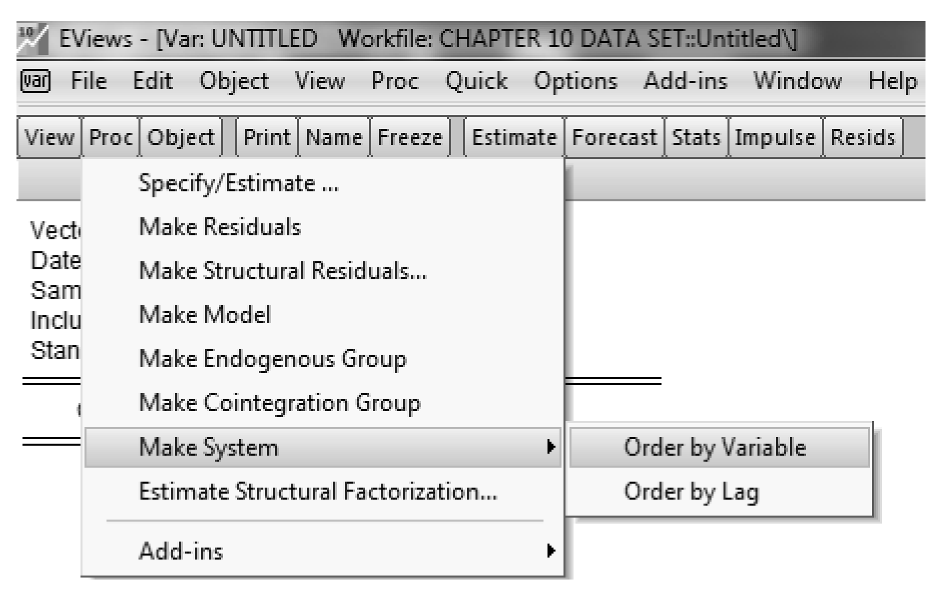
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | St

Vector Error Correction Estimates
Date: 04/29/20 Time: 00:44
Sample (adjusted): 1981M04 2010M01
Included observations: 346 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

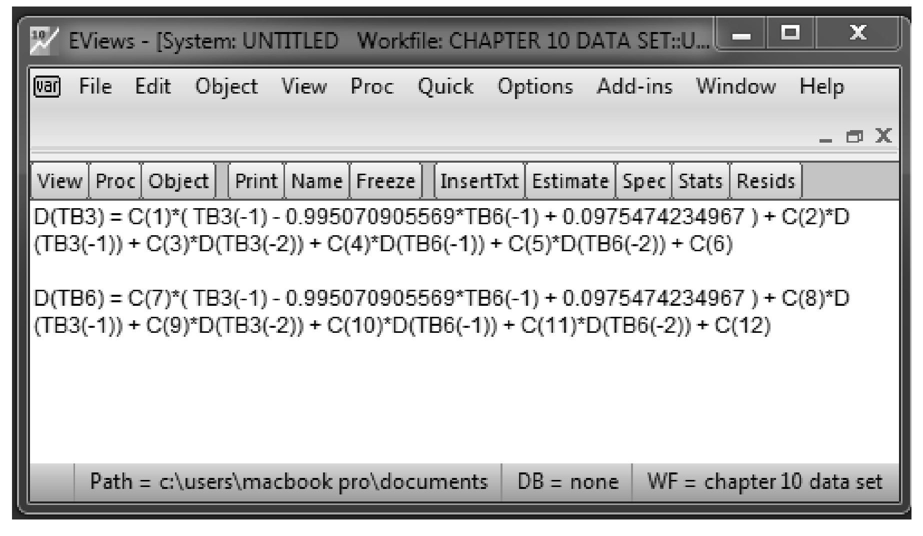
| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|---|---|
| TB3(-1) | 1.000000 |
| TB6(-1) | -0.995071<br>(0.00890)<br>[-111.833] |
| C | 0.097547 |

| Error Correction: | D(TB3) | D(TB6) |
|---|---|---|
| CointEq1 | -0.190257<br>(0.10708)<br>[-1.77675] | 0.030356<br>(0.09931)<br>[ 0.30567] |
| D(TB3(-1)) | -0.082287<br>(0.16318)<br>[-0.50427] | -0.275544<br>(0.15134)<br>[-1.82069] |
| D(TB3(-2)) | 0.251895<br>(0.16458)<br>[ 1.53056] | 0.342563<br>(0.15263)<br>[ 2.24433] |
| D(TB6(-1)) | 0.455678<br>(0.17668)<br>[ 2.57905] | 0.596660<br>(0.16386)<br>[ 3.64121] |
| D(TB6(-2)) | -0.452403<br>(0.17875)<br>[-2.53093] | -0.467722<br>(0.16578)<br>[-2.82136] |
| C | -0.030980<br>(0.01953)<br>[-1.58621] | -0.028402<br>(0.01811)<br>[-1.56797] |

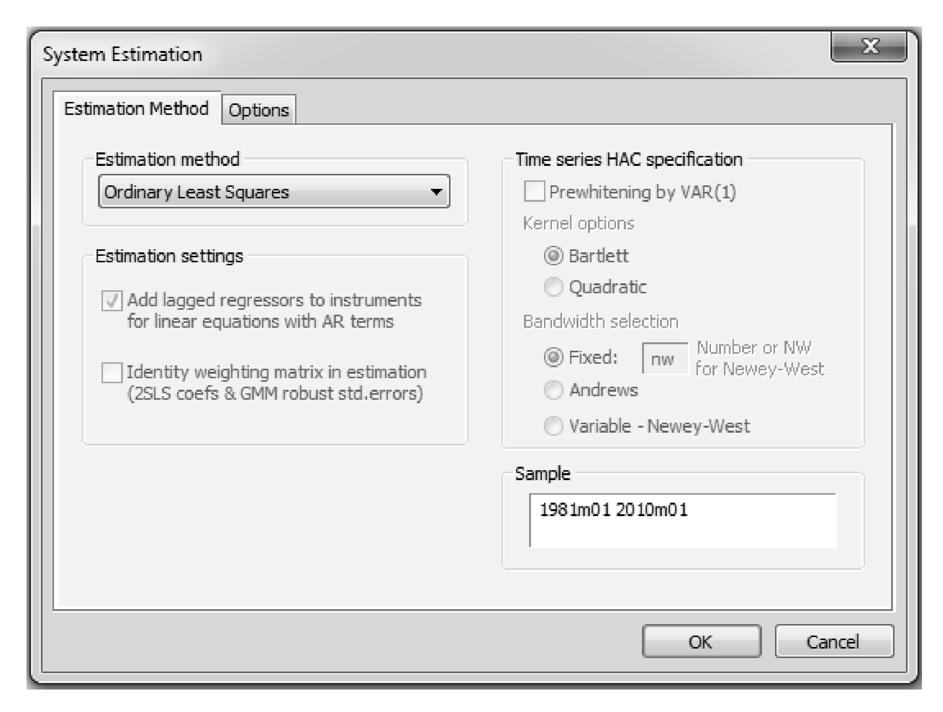
**الشكل 10. 17: تقديرات تصحيح خطأ الاتجاه**




الشكل 10. 18: خيار الترتيب حسب المتغير




الشكل 10. 19: مخرجات الترتيب حسب المتغير




**الشكل 10. 20: تقديرات النظام**

اختبار المعامل C(1) لـ $ECM_{t-1}$ للنموذج الأول:

1 - $H_0$ : C(1) = 0

2 - $H_1$ : C(1) ≠ 0

3 - α = 5% أو 0.05

4 - $t_{\beta 2} = \frac{\text{معامل}C(1)\text{-}C(1)}{S.E.C(1)} = \frac{-190257-0}{0.107082} = -1.776747$

5 - p-value = 0.0761

6 - قيمـــة p-value وهي 0.0761 أكبر من 0.05 ولذلك لا يمكننا رفض فرض العدم $H_0$.

7 - هذا المعامل ليـــس ذو معنوية إحصائية، وهذا يعـــني عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين TB3 و TB6.

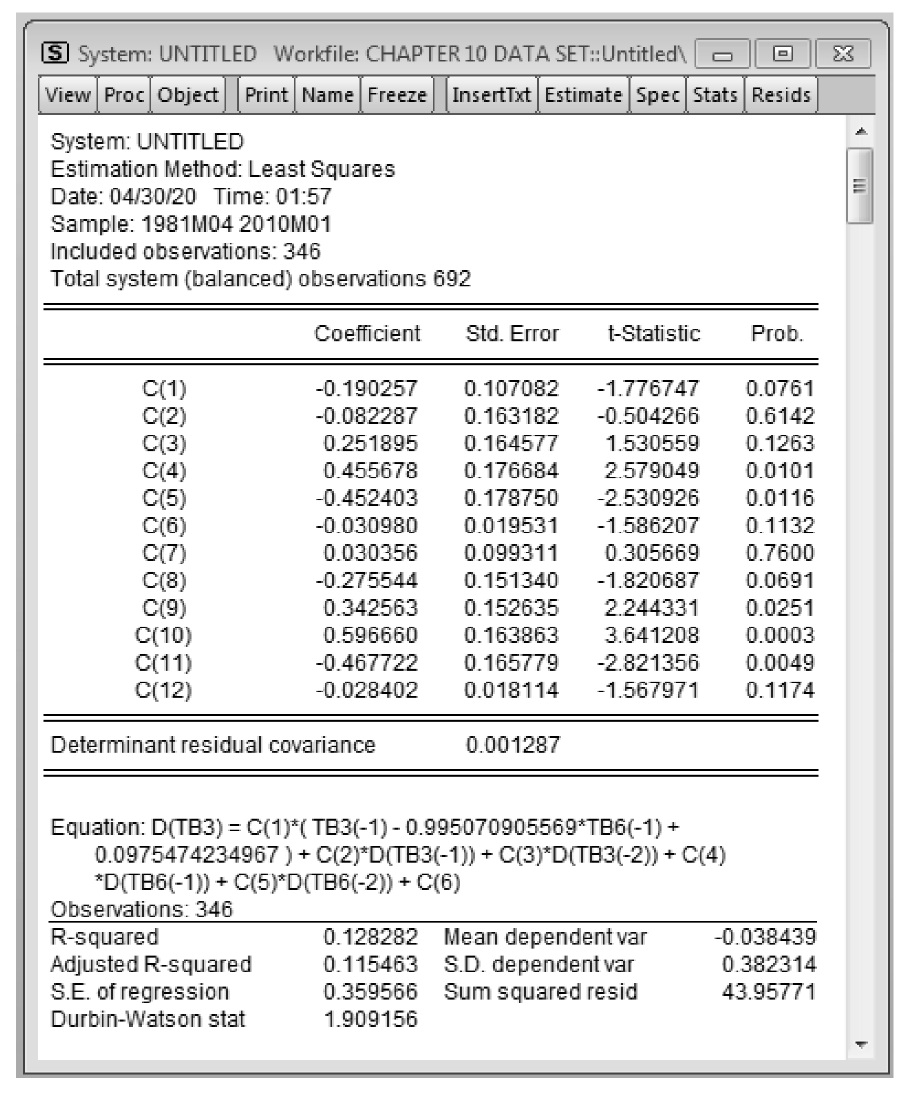
**اختبار C(7) للمعامل $ECM_{t-1}$ للنموذج الثاني:**

1 - $H_0$ : $C(7) = 0$

2 - $H_1$ : $C(7) \neq 0$

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

4 - $t_{\beta 2} = \frac{\text{معامل}C(7)\text{-}C(7)}{S.E.C(7)} = \frac{0.030356-0}{0.099311} = 0.305669$



System: UNTITLED Workfile: CHAPTER 10 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | InsertTxt | Estimate | Spec | Stats | Resids

System: UNTITLED
Estimation Method: Least Squares
Date: 04/30/20 Time: 01:57
Sample: 1981M04 2010M01
Included observations: 346
Total system (balanced) observations 692

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C(1) | -0.190257 | 0.107082 | -1.776747 | 0.0761 |
| C(2) | -0.082287 | 0.163182 | -0.504266 | 0.6142 |
| C(3) | 0.251895 | 0.164577 | 1.530559 | 0.1263 |
| C(4) | 0.455678 | 0.176684 | 2.579049 | 0.0101 |
| C(5) | -0.452403 | 0.178750 | -2.530926 | 0.0116 |
| C(6) | -0.030980 | 0.019531 | -1.586207 | 0.1132 |
| C(7) | 0.030356 | 0.099311 | 0.305669 | 0.7600 |
| C(8) | -0.275544 | 0.151340 | -1.820687 | 0.0691 |
| C(9) | 0.342563 | 0.152635 | 2.244331 | 0.0251 |
| C(10) | 0.596660 | 0.163863 | 3.641208 | 0.0003 |
| C(11) | -0.467722 | 0.165779 | -2.821356 | 0.0049 |
| C(12) | -0.028402 | 0.018114 | -1.567971 | 0.1174 |

Determinant residual covariance 0.001287

Equation: D(TB3) = C(1)*( TB3(-1) - 0.995070905569*TB6(-1) + 0.0975474234967 ) + C(2)*D(TB3(-1)) + C(3)*D(TB3(-2)) + C(4) *D(TB6(-1)) + C(5)*D(TB6(-2)) + C(6)
Observations: 346

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.128282 | Mean dependent var | -0.038439 |
| Adjusted R-squared | 0.115463 | S.D. dependent var | 0.382314 |
| S.E. of regression | 0.359566 | Sum squared resid | 43.95771 |
| Durbin-Watson stat | 1.909156 | | |

الشكل 10. 21: مخرجات المربعات الصغرى

5 - P-value = 0.7600

6 - قيمة p-value وهي 0.7600 أكبر من 0.05 وبالتالي لا يمكننا رفض فرض العدم $H_0$ هذا الاختبار ليس ذو معنوية إحصائية.

7 - هذا المعامل ليــس ذو معنوية إحصائية وهذا يعــني أنه لا توجد علاقة طويلة الأجل بين TB6 و TB3.

المعامــلات C(1) و C(7) هما آلية لتصحيح الخطــأ ($ECM_{t-1}$) للمعادلة الأولى والثانية على التوالي، هذان المعاملان ليسا ذو معنوية إحصائية لأن قيمة p-value (0.0761 و 0.7600) كلاهما أكبر من 0.05، وهذه النتيجة تُشير إلى أن العلاقة طويلة الأجل ليس موجودة بين TB3 و TB6.

إذا قمنا باختبــار الفرضية لكل المعاملات واحــد بواحد بنفس طريقة اختبار المعاملين السابقين فيمكننا تأكيد بأن C(4) و C(5) و C(9) و C(10) و C(11) ذوات معنوية إحصائيــة وذلك لأن قيم p-value لهذه المعاملات هي 0.0101 و 0.0116 و 0.0251 و 0.003 و 0.0049 على التــوالي وهي جميعاً أقل من 0.05.

بالنسبة للنموذج الأول:

**1 - C(4) ذو معنوية إحصائية فإن DTB6(-1) يؤثر في DTB3.**

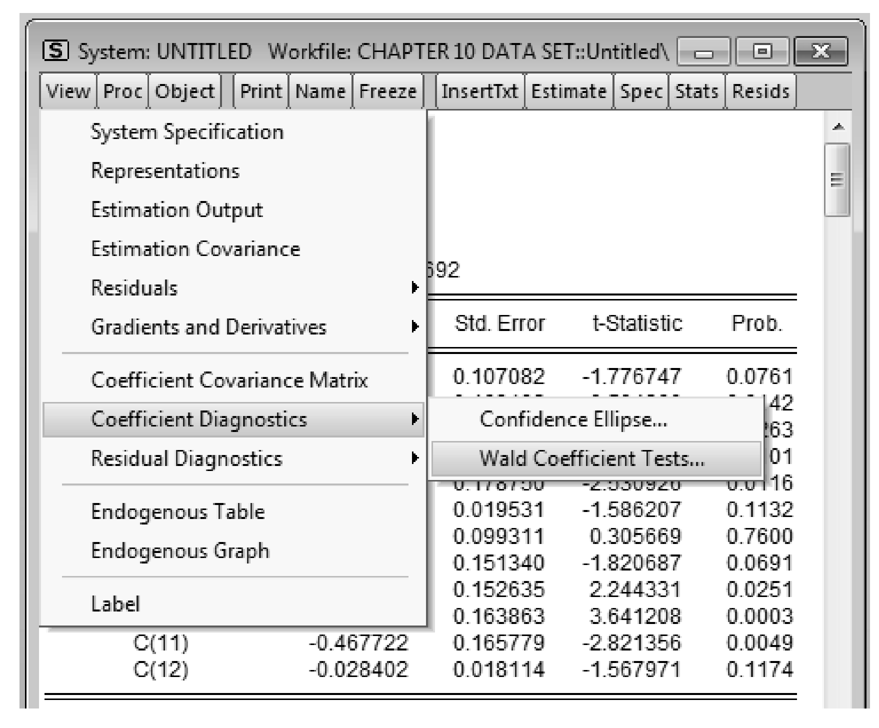
**2 - C(5) ذو معنوية إحصائية فإن DTB(-2) يؤثر في DTB3.**

وبالنسبة للنموذج الثاني:

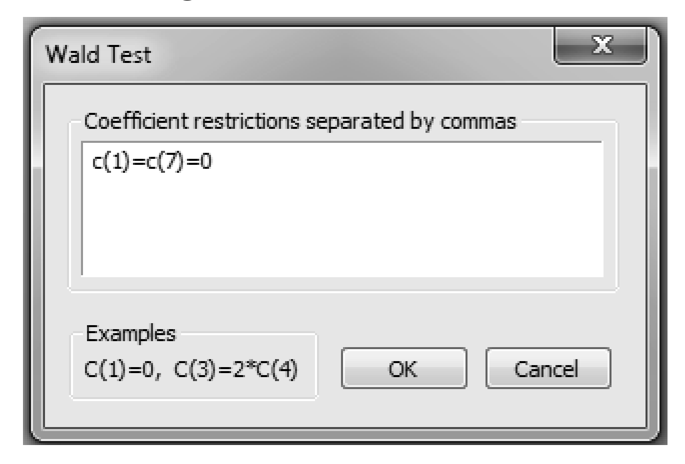
**1 - C(9) ذو معنوية إحصائية فإن DTB3(-2) يؤثر في DTB6.**

**2 - C(10) ذو معنوية إحصائية فإن DTB(-1) يؤثر في DTB6.**

**3 - C(11) ذو معنوية إحصائية فإن DTB(-2) يؤثر في DTB6.**




**الشكل 10. 22: معاملات الفحص**




**الشكل 10. 23: اختبار Wald**

## الخطوة السادسة: اختبار وولد Wald

بافتراض أننا نقوم بحساب اختبار المعنوية الإحصائية لكل من C(1) و C(7) معاً، لذلك سوف نتبع الخطوات التالية:

للحصول على المخرجات ببرنامج EViews أنقر على View > Coefficient Diagnostics > Wald Coefficient Tests كما هو في الشكل 22.10 ثم قم بطباعة فرض العدم أدناه ثم انقر OK سوف تحصل على المخرجات كما في الشكل 23.10.

System: UNTITLED Workfile: CHAPTER 10 ...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | InsertTxt | Estimate | Spec

Wald Test:
System: {%system}

| Test Statistic | Value | df | Probability |
|---|---|---|---|
| Chi-square | 3.250265 | 2 | 0.1969 |

Null Hypothesis: C(1)=C(7)=0
Null Hypothesis Summary:

| Normalized Restriction (= 0) | Value | Std. Err. |
|---|---|---|
| C(1) | -0.190257 | 0.107082 |
| C(7) | 0.030356 | 0.099311 |

Restrictions are linear in coefficients.

**الشكل 10. 24: مخرجات اختبار Wald**

1 - $H_0$ : C(1)=C(7) = 0

2 - $H_1$ : C(1) و C(7) لا تساوي صفر.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

بناءً على مخرجات الشكل 24.10 فإن إحصائية اختبار كاي تربيع تساوي 3.250265.

4 - قيمة p-value = 0.1969

5 - بما أن قيمة p-value تساوي 0.1969 أكبر من 0.05 فلا يمكننا رفض فرض العدم $H_0$ والاختبار ليس ذو معنوية إحصائية.

6 - اختبار المعاملات مجتمعة ليس ذو معنوية إحصائية.

## الخطـوة السـابعة: اختبـار البـواقي - اختبـار الارتبـاط الذاتي بورتمانتو Portmanteau Autocorrelation Test

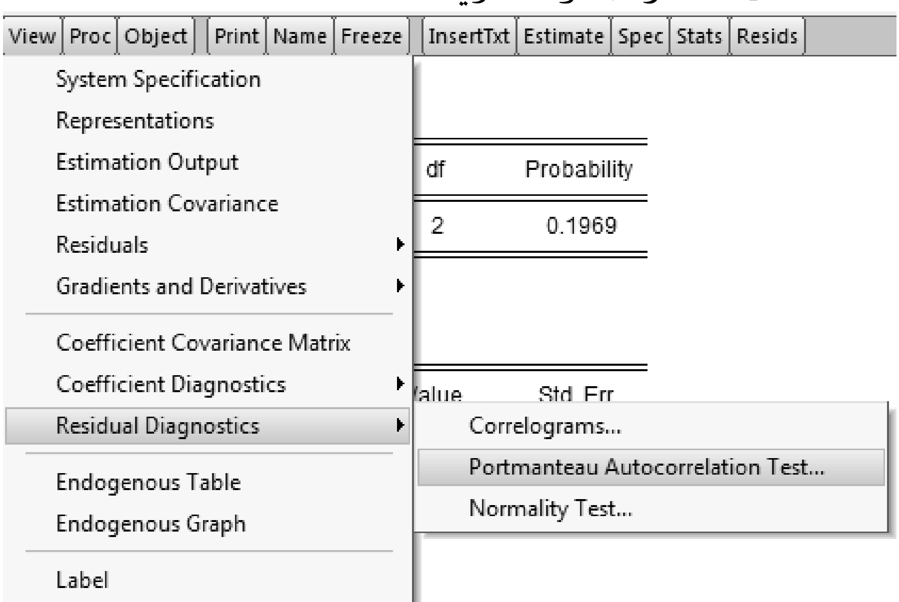
أنقر على View في نافذة مخرجات VECM وحدد القائمة View > Residual Diagnostics > Portmanteau Autocorrelation Test كما هو موضح في الشكل 25.10، بالنسبة لعدد فترات التباطؤ قم بطباعة الرقم 3 ثم انقر على OK للحصول على المخرجات كما في الشكل 26.10.

1 - $H_0$ : لا وجود لمشكلة الارتباط المتسلسل.

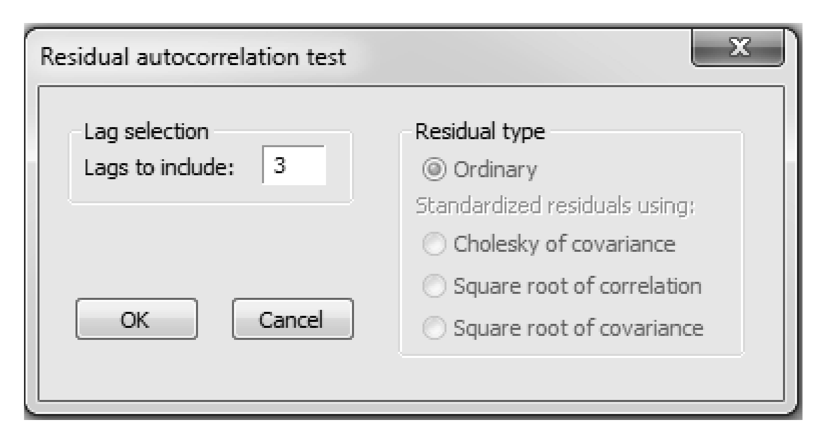
2 - $H_1$ : توجد مشكلة الارتباط الذاتي المتسلسل.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

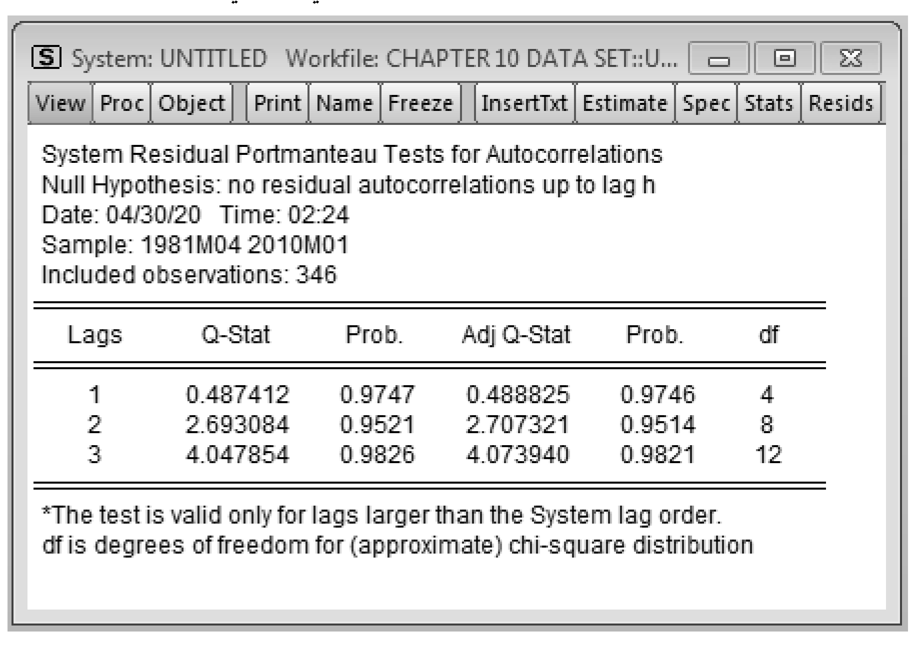
4 - بناءً على مخرجات الشكل 27.10 فإن قيمة p-value عند فترة تباطؤ واحدة تســاوي 0.9746 وقيمة p-value عند فترة تباطؤ 2 تساوي 0.9514 وقيمة p-value عند فترة تباطؤ 3 تساوي 0.9821.




الشكل 10. 25: فحص البواقي




الشكل 10. 26: اختبار الارتباط الذاتي للبواقي


System: UNTITLED Workfile: CHAPTER 10 DATA SET::U...

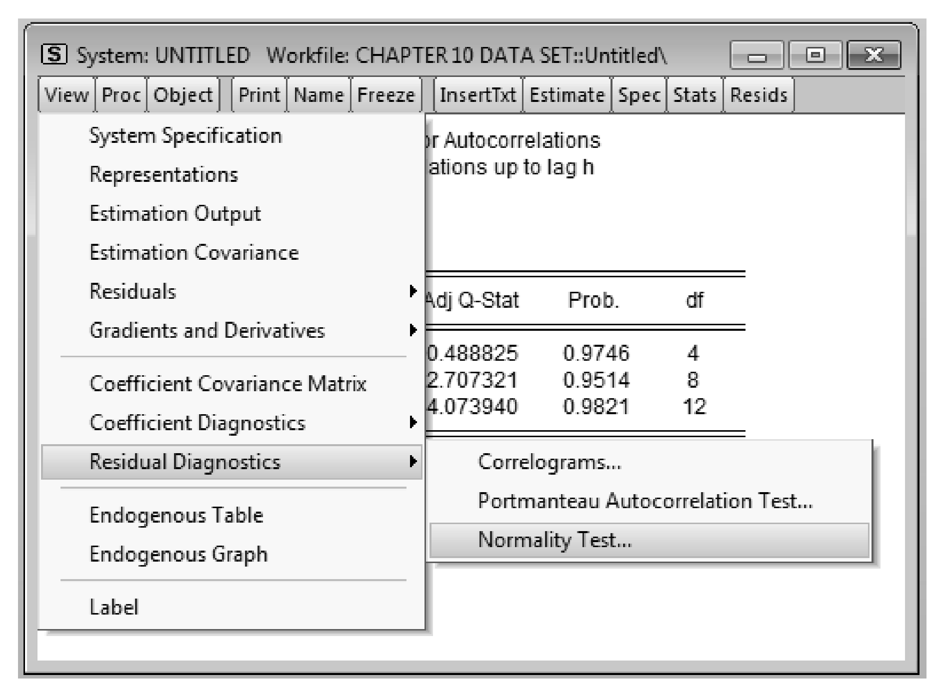
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | InsertTxt | Estimate | Spec | Stats | Resids

System Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 04/30/20 Time: 02:24
Sample: 1981M04 2010M01
Included observations: 346

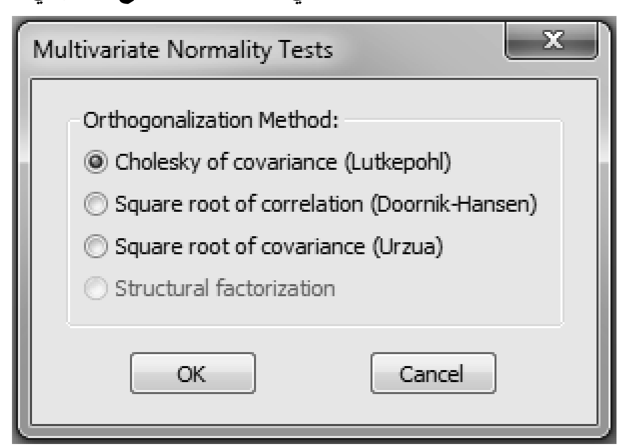
| Lags | Q-Stat | Prob. | Adj Q-Stat | Prob. | df |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.487412 | 0.9747 | 0.488825 | 0.9746 | 4 |
| 2 | 2.693084 | 0.9521 | 2.707321 | 0.9514 | 8 |
| 3 | 4.047854 | 0.9826 | 4.073940 | 0.9821 | 12 |

*The test is valid only for lags larger than the System lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

الشكل 10. 27: اختبار الارتباط المتسلسل للبواقي




**الشكل 10. 28: فحص البواقي : اختبار التوزيع الطبيعي**




**الشكل 10. 29: اختبار التوزيع الطبيعي المتعدد**

5 - كل قيـــم p-value أكبر من 0.05 وبالتالي لا يمكننا رفض فرض العدم $H_0$ والاختبار ليس ذو معنوية إحصائية.

6 - النتائج توضح بأنه لا يوجد هناك ارتباط ذاتي بين البواقي.

## اختبار التوزيع الطبيعي

في نافذة مخرجات VECM انقر على View > Residual Diagnostics > Normality Test كما هو معروض في الشكل 28.10 ثم اختر (lutkepohl (Cholesky of Covariance) كما هو معروض في الشكل 10.29 ثم انقر OK للحصول على المخرجات كما في الشكل 30.10.

1 - $H_0$ : البواقي المتعددة تتوزع توزيع طبيعي.

2 - $H_1$ : البواقي المتعددة لا تتوزع توزيع طبيعي.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

4 - قيمة p-values لمكونات اختبار جاركيوبيرا Jarque-Bera Test تساوي 0.000.

System: UNTITLED Workfile: CHAPTER 10 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | InsertTxt | Estimate | Spec | Stats | Resids

System Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 04/30/20 Time: 02:33
Sample: 1981M04 2010M01
Included observations: 346

| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| 1 | -1.360991 | 106.8158 | 1 | 0.0000 |
| 2 | -0.087683 | 0.443360 | 1 | 0.5055 |
| Joint | | 107.2592 | 2 | 0.0000 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 18.67092 | 3540.412 | 1 | 0.0000 |
| 2 | 7.453558 | 285.9427 | 1 | 0.0000 |
| Joint | | 3826.355 | 2 | 0.0000 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|---|---|---|---|
| 1 | 3647.228 | 2 | 0.0000 |
| 2 | 286.3861 | 2 | 0.0000 |
| Joint | 3933.614 | 4 | 0.0000 |

**الشكل 10. 30: اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي**

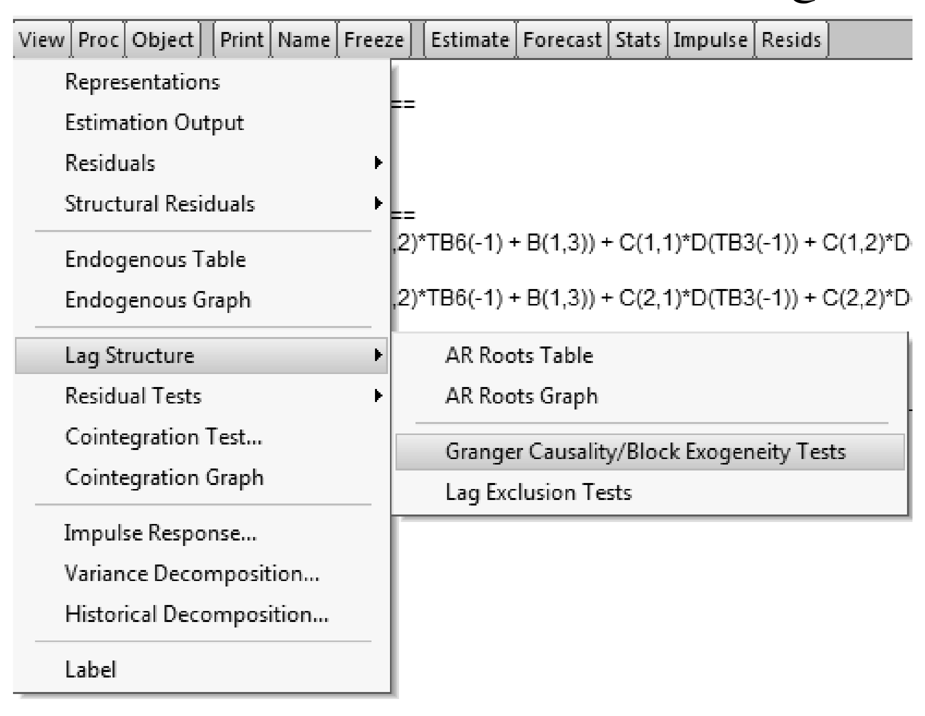
5 - بما أن قيم p-values أقل من 0.05 لذلك نرفض فرض العدم $H_0$ حيث أن هذا الاختبار ليس ذو معنوية إحصائية.

6 - النتائج توضح بأن البواقي المتعددة لا تتوزع توزيع طبيعي.

## الاختبار الثامن: اختبار السببية لجرانجر Granger Causality Test

في نافذة مخرجات VECM انقر على View > Lag Structure > Granger Causality/Block Erogeneity Tests كما هو موضح في الشكل 31.10.

سوف تحصل على مخرجات في شكل جدولين كما في الشكل 32.10، جدول لكل نموذج.




الشكل 10. 31: اختبار السببية لجرانجر

Var: UNTITLED Workfile: CHAPTER 10 DATA SET::...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Impulse

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 04/30/20 Time: 02:51
Sample: 1981M01 2010M01
Included observations: 346

Dependent variable: D(TB3)

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|---|---|---|---|
| D(TB6) | 12.38549 | 2 | 0.0020 |
| All | 12.38549 | 2 | 0.0020 |

Dependent variable: D(TB6)

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|---|---|---|---|
| D(TB3) | 8.224861 | 2 | 0.0164 |
| All | 8.224861 | 2 | 0.0164 |

**الشكل 10. 32: مخرجات اختبار السببية لجرانجر**

## نتائج الجدول الأول:

احتمالات DTB6 جميعها أصغر مـــن 0.05 وبالتالي يمكننا أن نقول بأن DTB6 وكل المتغيرات الأخرى للنموذج الأول لجرانجر تسببت في المتغير التابع DTB3.

## نتائج الجدول الثاني:

احتمالات DTB3 وكل الاحتمالات الأخـــرى أقل من 0.05 لذلك يمكننا القول بأن DTB3 وكل المتغيرات الأخرى للنموذج الثاني لجرانجر تســـببت في المتغير التابع DTB6.

## الملحق 1.10 : أختبار وولد Wald Test

هذا الاختبـــار متوفي في EViews ويُســـتخدم لاختبار قيـــود المعلميات، وخصوصاً تلك القيود التي تم الحصول عليها من نماذج الانحدار، فعلى سبيل المثال إذا افترضنا بأنك ترغب في حســـاب تحليل الانحدار في نموذج به المتغير التابع هو سعر الشـــاي؛ وإذا افترضنا بأنك تفترض بأن سعر الشاي في الزمن t يعتمد على ســـعر القهوة في الزمن t - 1 والزمن t - 2 فإن النموذج الذي يفترض اختباره هو:

$$\text{سعر الشاي}_t = \alpha + \beta_1\ \text{سعر القهوة}_{t-1} + \beta_2\ \text{سعر القهوة}_{t-2}$$

إذا كنت تعتقد بأ، ســـعر القهوة عند الزمن t - 1 والزمن t -2 لهما نفس التأثير على سعر الشاي عند الزمن t فهذا يعني أنك تريد اختبار قيود المعلمية $H_0 : \beta_1 = \beta_2$ وهـــذا يكافئ $H_0 : \beta_1 - \beta_2 = 0$ ، قيـــود المعلمية يمكن أن تأخذ أشكال متعددة وقد يكون لها أكثر من شكل، فعلى سبيل المثال يمكنك اختبار أن $\alpha = 0$ وأن $\beta_1 - \beta_2 = 0$ في المعادلة السابقة وهذا سوف يكون فرضية العدم، وفي هذه الحالة تُســـمى الفرضية **بالفرضية المركبـــة** لأنها تتركب من أكثر من جزء، واختبار النموذج الســـابق يمكن من خلال اختبار وولد Wald test وما يتعلق به من إحصائية F.

أُشـــير إلى هذا الاختبار لأنه قابل للتطبيق عندمـــا تكون مهتماً بالتنبؤ في بحثك، وبالطبع فإن أغلب الباحثين يســـتخدم مقاييس كافية للتنبؤ عند اســـتخدام الانحدار و ARIMA .. الخ، وهذه المقاييس مثل MAPE و RMSE، وعموماً فـــإن العديد من الباحثين لا يقومون باختبار الحياد في توقعاتهم وهي خاصية أرى أنها مهمة كأهمية MAPE المنخفض.

إذا كانـــت إحصائية ما متحـــيزة فهذا يعني أنها لا تقـــدر معالم المجتمع بكفاءة، وســـوف يكون هناك خطأ ثابت في عملية التقدير، وهذا قد يؤدي إلى أن متوسط العينة هو مقدّر غير متحيز لمحتويات انحدار المجتمع، وعموماً مثل هذه القواعد المنطقية لا يتم تطبيقها دائماً، فعلى سبيل المثال تباين العينة يكون مقدّر متحيز لتباين المجتمع $\sigma$ لأنه دائماً يقلل من شـــأن قيمة الأخير،

وفي الحقيقة فإن المقدّر غير المتحيز لتباين للمجتمع هو:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{ns^2}{n\text{-}1}$$

والآن لنأخذ في الاعتبـــار توقعاتك عن $\hat{Y}_t$ وقيم المشـــاهدات هي $Y_t$ تم تسجيلها خلال الفترة الماضية، وبافتراض أن المتغير التابع $Y_t$ مقابل $\hat{Y}_t$ :

$$Y_t = \alpha + \beta \hat{Y}_t$$

الفرضيـــة المركبة $H_0 : \alpha = 0$ و $\beta = 1$ كافية لـ $\hat{Y}_t$ ليكون مقدّر غير متحيز لـ $Y_t$ لذا سوف تقوم بإجراء هذه الحسابات ببرنامج EViews كما يلي:

Quick
Estimate Equation

وأن شكل الانحدار سوف يكون Y C YHAT وبإجراء ذلك فإن EViews ســـوف يرمز للمعامل α بالرمز C(1) والمعامل β بالرمز C(2)، وعند الحصول على النتائج أنقر على أيقونة View ثم اختر

Coefficient test
Wald - Coefficient Restrictions

وفي مربع الحوار قم بطباعة C(1) = 0, C(2) = 1 (**ملاحظة**: الفاصلة يجب أن تفصل بين كل قيد) سوف تحصل على إحصائية F المتعلقة باختبار Wald ومستوى معنويتها، وســـوف ترفض فرض العدم $H_0$ إذا كان مستوى المعنوية أقل من 0.05 لأن هذا الاختبار هو اختبار طرف واحد لذيل المنحنى، قبول فرضية العدم يُشير بأن التنبؤ محل التســـاؤل تم لمقدّرات غير متحيزة $Y_t$ (**ملاحظة**: EViews يقوم بعرض إحصائية كاي تربيع المتعلقة باختبار Wald وهذه الإحصائية قد تعارض إحصائية F لذلك يجب على المســـتخدم أن يختار F لأنها أكثر حساســـية لحجم العينة ودرجتا الحرية الخاصة بهذه الإحصائية تعتمد على حجم العينة).

وبالطبع فإنه يمكن تطبيق اختبار وولد Wald Test للتنبؤ باستخدام نماذج بشكل فردي أو جمع مجموعة من النماذج (طريقة المتوسط وطريقة تباين التغاير).

الفصل الحادي عشر

# تحليل بيانات البانل Panel Data Analysis

اســـتخدمت نماذج الانحدار التي تمت مناقشتها إلى حد الآن إما بيانات مقطعية أو سلاســـل زمنيـــة. كل من هذه الأنواع من البيانات لديها ســـماتها الخاصة. في هذا الفصـــل، نناقش **نماذج الانحدار لبيانـــات البانل** والتي فيها نســـتخدم نفس مجموعة الكيانات (افراد، شركات، ولايات، دول، وما شابه) عبر الزمن. هناك عدة مزايا لبيانات البانل والتي تميزها عن البيانات المقطعية الخالصة أو بيانات السلسة الزمنية الخالصة. ومن هذه المميزات ما يلي:

1 - بما أن بيانات البانل تتعامل مع الأفراد، الشركات، الولايات، الدول، وغيرها **عبر الزمن**، فمن المؤكـــد أن يكون هناك **عدم تجانس (heterogeneity)** بين هذه الوحـــدات، والتي قد تكـــون غير قابلة للرصـــد في كثير من الأحيان. يمكن لتقنيات التقدير لبيانات البانل أن تأخذ عدم التجانس في الاعتبـــار من خلال الســـماح لمتغيرات محددة حســـب وحدة المعاينة (subject-specific variables). المصطلـــح وحـــدة المعاينة (subject) أو المفردة يشمل الوحدات الصغيرة مثل الأفراد، الشركات، أو الدول.

2 - من خلال الجمع ما بين السلســـلة الزمنية للمشاهدات المقطعية (بحيث أن لكل مشـــاهدة من البيانات المقطعية أكثر من نقطـــة زمنية)، تعطي بيانات البانل "بيانات تقدم معلومات إفادة وأكثر تنوعاً وأقل تداخلاً بين المتغيرات، ودرجات حرية أكثر والمزيد من الكفاءة".

3 - من خلال دراســـة المشـــاهدات المقطعية لأكثر من نقطة زمنية، تكون بيانات البانل مناسبة بشكل أفضل لدراسة **ديناميكيات التغير**. على سبيل

المثال، يتم دراســـة البطالة ودوران الوظائف ومـــدة البطالة، وحركة اليد العاملة بشكل أفضل مع بيانات البانل.

4 - يمكن لبيانـــات البانل اكتشـــاف وقياس التأثيرات الـــتي لا يمكن ملاحظتها في البيانات المقطعية أو بيانات السلاسل زمنية البحتة. فمثلاً، يمكن دراسة آثار قوانين الحد الأدنى للأجور على العمالة والأرباح بشكل أفضل إذا تتبعنا موجـــات متتالية من الزيـــادات في الحد الأدنى للأجور الفيدرالية و/أو الحكومية.

5 - بعض الظواهر الاقتصادية مثل وفورات الحجم والتغير التكنولوجي يفضل دراستها من خلال بيانات البانل عن دراستها ببيانات سلسلة زمنية فقط أو بيانات مقطعية فقط.

تعرف بيانات البانل التي تحتوي على عدد مشاهدات زمنية متساوية لكل فرد "وحدة معاينة" بأنها **بانل متوازنة** (balanced panel). إذا لم يكن الأمر كذلك، فإنها تسمى **بانل غير متوازنة** (unbalanced panel).

كذلك، تسمى **بانل قصيرة (short panel)** عندما يكون عدد الوحدات المقطعية أو الفردية N هي أكبر من عدد الفترات الزمنية T، وتسمى **بانل طويلة (long panel)** إذا كانت T أكبر من N.

**هناك خمسة خيارات لتقدير نموذج مع بيانات البانل:**

1 - **استخدام دوال سلاسل زمنية فردية** (Individual time series functions) لتقدير النماذج بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS.

2 - **اســـتخدام دوال مقطعية** (Cross-sectional functions) **لكل سنة** لتقدير النماذج بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS.

3 - **دالة OLS المجمعة** (Pooled OLS function): يمكننا تجميع كل المشاهدات، السلاسل الزمنية والمقطعية، وتقدير دالة "كبرى"، وإهمال الطبيعة المزدوجة لبيانات السلســـلة الزمنية والبيانات المقطعية. ولكن مثل هذا التجميع يفترض أن معاملات الدالة ســـتبقى ثابتة خلال الزمـــن وعبر القطاعات

المتداخلة. إن تقدير OLS المجمع يعرف أيضاً باسم نموذج المعامل الثابت، لأننا نفترض أن المعاملات عبر الزمن وعبر القطاعات تظل هي نفسها.

**4 - نموذج المربعات الصغرى ذات التأثيرات الثابتة للمتغيرات الوهمية**

Fixed Effects Least-squares Dummy Variable Model (LSDV):

كما هو الحال في الخيار السابق (3)، نقوم بجمع كل المشاهدات ولكن نسمح لكل فرد أن يكون له قاطع فردي وهمي. الاختلاف هنا هو المقدر الداخلي (within estimator)، والذي سنشرحه لاحقاً.

**5 - نموذج التأثيرات العشوائية** :Random Effects Model

بدلاً من السماح لكل فرد أن يكون له قيمة قاطع (ثابت) خاص به كما هو الحال في نموذج LSDV، نقوم بافتراض أن قيم القاطع للأفراد هي مسحوبات عشوائية من مجموعة أكبر من مجتمع الأفراد.

سنقوم بمناقشة الخيارات 3، 4، و5 على التوالي. قبل أن نبدأ بتطبيق هذه الخيارات نحن بحاجة للنظر في نقطتين:

1 - هل متغيرات بيانات البانل مستقرة أم لا؟

2 -هل هي متكاملة؟

## 1.11 طريقة استقرار البانل :Panel Stationary Approach

لدينا اثنان من بيانات البانل في هذا المثال. نقوم بدايةً بتحويل البيانات إلى اللوغاريتم الاعتيادي (log) أو الطبيعي (ln) عن طريق استخدام إحدى الطرق التالية أدناه:

**ملاحظة: سوف نعامل البيانات في شكلها اللوغاريتمي على أساس أنها البيانات الأصلية**

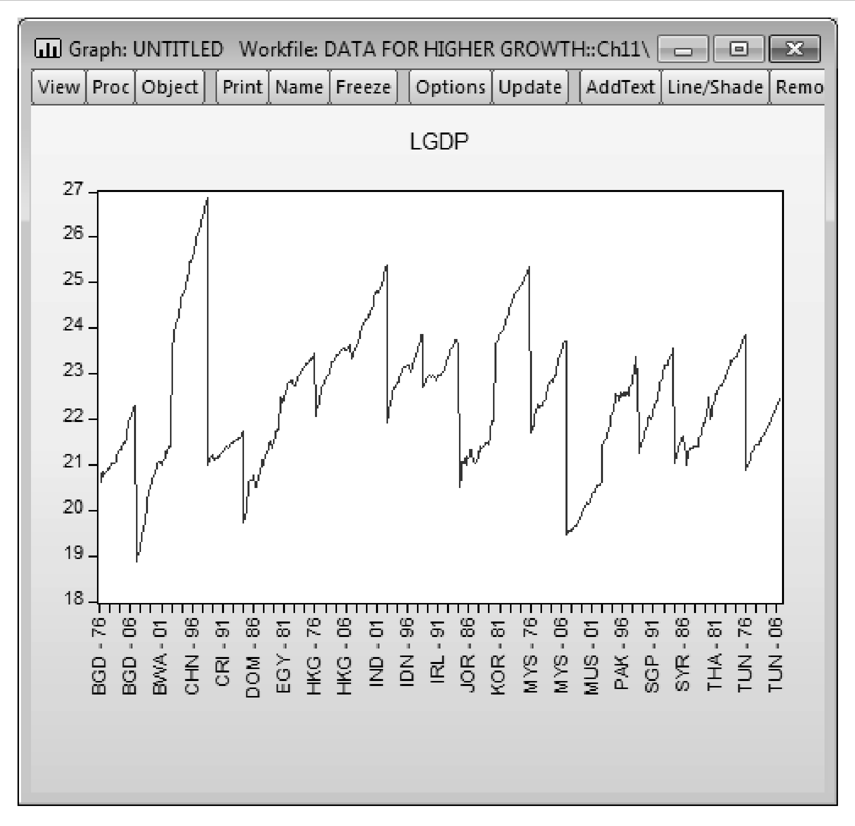
**لتحويل البيانات إلى صيغة اللوغاريتم الاعتيادي:**

| |
|---|
| اذهب إلى Quick-Generate Series ثم اكتب (LGDP = Log(GDP ثم انقر OK. |
| اذهب إلى Quick-Generate Series ثم اكتب (LGEX = Log(GEX ثم انقر OK. |

## لتحويل البيانات إلى صيغة اللوغاريتم الطبيعي:

اذهب إلى Quick-Generate Series ثم اكتب LGDP = @Log(GDP) ثم انقر OK.

اذهب إلى Quick-Generate Series ثم اكتب LGEX = @Log(GEX) ثم انقر OK.




**شكل 11.1 تمثيل بياني لسلسلة LGDP**

### 1.1.11 بيانات البانل لـ LGDP

يعرض الشكل 1.11 الرسم البياني لسلسلة LGDP، ولغرض التأكد من استقرار بيانات البانل، نقوم بإجراء اختبار جذر الوحدة وكما يلي:

افتح بيانات LGDP، ثم من View قم باختيار Unit Root Test، ثم انقر OK.

### الاختبار:

1 - $H_0$ : بيانات البانل لـLGDP لها جذر وحدة.

2 - $H_1$ : بيانات البانل لـLGDP مستقرة، ليس لها جذر وحدة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

من النتائج الموضحة في الشكل 2.11، نجد أن إحصائيات الاختبار الأربعة تساوي (1.67631-)، (3.64252)، (24.5320)، و (35.8464).

4 - مستوى الدلالة الإحصائية للاحتمال p-values لاحصائيات الاختبار تساوي (0.0468)، (0.9999)، (0.9553)، و (0.5694).

5 - نجد أن أغلب قيم الاحتمال p-values هي أكبر من 0.05 ، باستثناء القيمة الأولى فقط حيث هي أقل من 0.05، وبناءً على ذلك لا يمكننا رفض فرض العدم. الاختبار غير معنوي احصائياً.

6 - نستنتج أن بيانات البانل لـ LGDP غير مستقرة.

Series: LGDP Workfile: DATA FOR HIGHER GROWTH::Ch...

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph

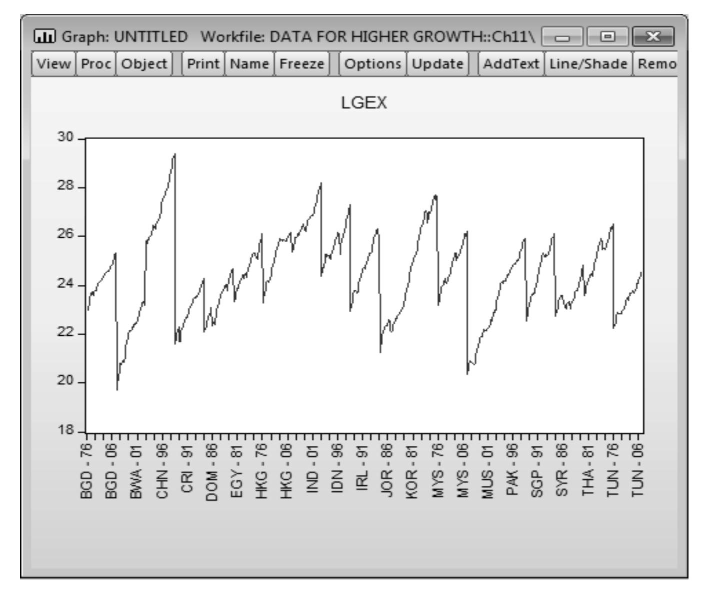
Panel Unit Root Test on LGDP

Panel unit root test: Summary
Series: LGDP
Date: 04/24/20 Time: 00:51
Sample: 1976 2010
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

| Method | Statistic | Prob.** | Cross-sections | Obs |
|---|---|---|---|---|
| Null: Unit root (assumes common unit root process) | | | | |
| Levin, Lin & Chu t* | -1.67631 | 0.0468 | 19 | 627 |
| Null: Unit root (assumes individual unit root process) | | | | |
| Im, Pesaran and Shin W-stat | 3.64252 | 0.9999 | 19 | 627 |
| ADF - Fisher Chi-square | 24.5320 | 0.9553 | 19 | 627 |
| PP - Fisher Chi-square | 35.8464 | 0.5694 | 19 | 646 |

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

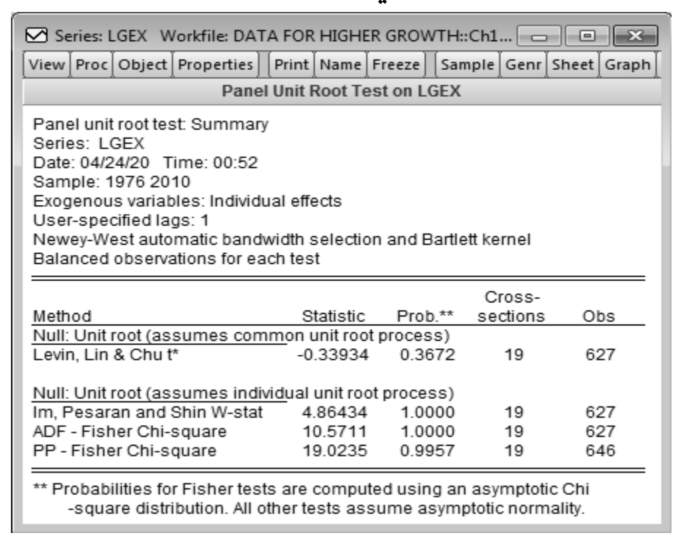
**شكل 2.11 اختبار جذر الوحدة على بيانات LGDP**




**شكل 3.11 تمثيل بياني لسلسلة LGEX**

## 2.1.11 بيانات البانل لـ LGEX

يعرض الشكل 3.11 الرسم البياني لبيانات LGEX، والتي تبدو بأنها مستقرة، ولكن لغرض التأكد من اســتقرار بيانات البانل لـ LGEX من عدمه، نقوم بإجراء اختبار جذر الوحدة وكما يلي:


Series: LGEX Workfile: DATA FOR HIGHER GROWTH::Ch1...
View Proc Object Properties Print Name Freeze Sample Genr Sheet Graph

Panel Unit Root Test on LGEX

Panel unit root test: Summary
Series: LGEX
Date: 04/24/20 Time: 00:52
Sample: 1976 2010
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

| Method | Statistic | Prob.** | Cross-sections | Obs |
|---|---|---|---|---|
| Null: Unit root (assumes common unit root process) | | | | |
| Levin, Lin & Chu t* | -0.33934 | 0.3672 | 19 | 627 |
| Null: Unit root (assumes individual unit root process) | | | | |
| Im, Pesaran and Shin W-stat | 4.86434 | 1.0000 | 19 | 627 |
| ADF - Fisher Chi-square | 10.5711 | 1.0000 | 19 | 627 |
| PP - Fisher Chi-square | 19.0235 | 0.9957 | 19 | 646 |

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

**شكل 4.11 اختبار جذر الوحدة على بيانات LGEX**

| افتح بيانات LGEX، ثم من View قم باختيار Unit Root Test، ثم انقر OK. |
|---|

**الاختبار:**

1 - $H_0$ : بيانات البانل LGEX لها جذر وحدة.

2 - $H_1$ : بيانات البانل لـ LGEX مستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

من النتائج الموضحة في الشـــكل 2.11، نجد أن إحصائيات الاختبار الأربعة تساوي (0.33934-)، (4.86434)، (10.5711)، و (19.0235).

4 - مســـتوى الدلالة الإحصائية للاحتمـــال p-values لإحصائيات الاختبار تساوي (0.3672)، (1.0000)، (1.0000)، و (0.9957).

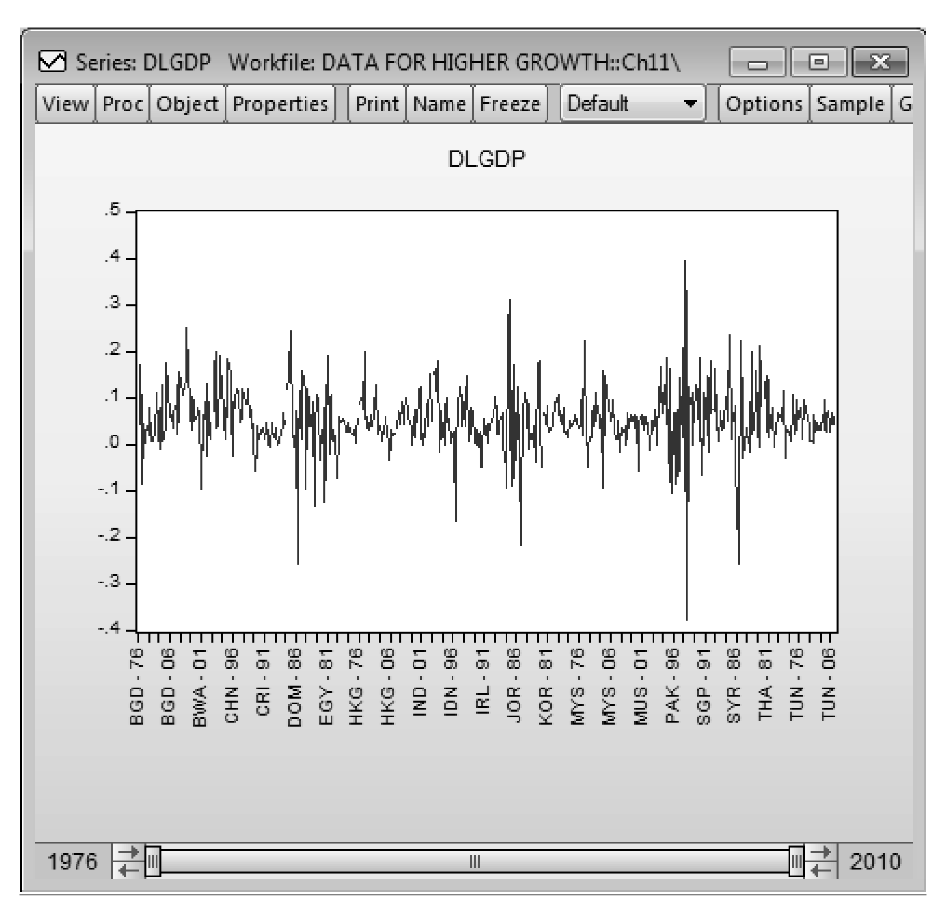
5 - نجـــد أن كل قيم الاحتمال p-values هي أكبر من 0.05 ، وبناءً على ذلك لا يمكننا رفض فرض العدم. الاختبار غير معنوي احصائياً.

6 - نستنتج أن بيانات البانل لـ LGEX غير مستقرة.

### 3.1.11 الفروق الأولى للبيانات The First Difference of the Data

للحصـــول على الفروق الأولى لبيانات البانـــل للمتغيرين، نتبع الخطوات التالية:

| اذهب إلى Quick-Generate Series ثم اكتب DLGDP=LGDP-LGDP(-1) ثم انقر OK.<br>اذهب إلى Quick-Generate Series ثم اكتب DLGEX=LGEX-LGEX(-1) ثم انقر OK. |
|---|




**شكل 5.11 تمثيل بياني لـ DLGDP**

## 4.1.11 بيانات البانل لـ DLGDP

يعرض الشكل 11.5 الرسم البياني لبيانات DLGDP، والتي تبدو بأنها مستقرة، حيث أن خط السلسلة يقطع الخط الصفري لمرات عديدة. ولكن لغرض التأكد من استقرار بيانات البانل لـ DLGDP، نقوم بإجراء اختبار جذر الوحدة وكما يلي:

| افتح بيانات DLGDP، ثم من View قم باختيار Unit Root Test، ثم انقر OK للحصول على الشكل 6.11 |
|---|

## الاختبار:

1 - $H_0$ : بيانات البانل لـDLGDP لها جذر وحدة.

2 - $H_1$ : بيانات البانل لـ DLGDP مستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

من النتائج الموضحة في الشـــكل 2.11، نجد أن إحصائيات الاختبار الأربعة تساوي (6.61669-)، (8.00521-)، (136.808)، و (293.287).

4 - مستوى الدلالة الإحصائية للاحتمال p-values لاحصائيات الاختبار كلها تساوي (0.0000).

5 - الاحتمال $0.05 > 0.0000 = Prob.$ وهكذا نرفض فرضية العدم $H_0$.

6 - نستنتج أن بيانات البانل لـ DLGDP هي مستقرة.

Series: DLGDP Workfile: DATA FOR HIGHER GROWTH::...

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph

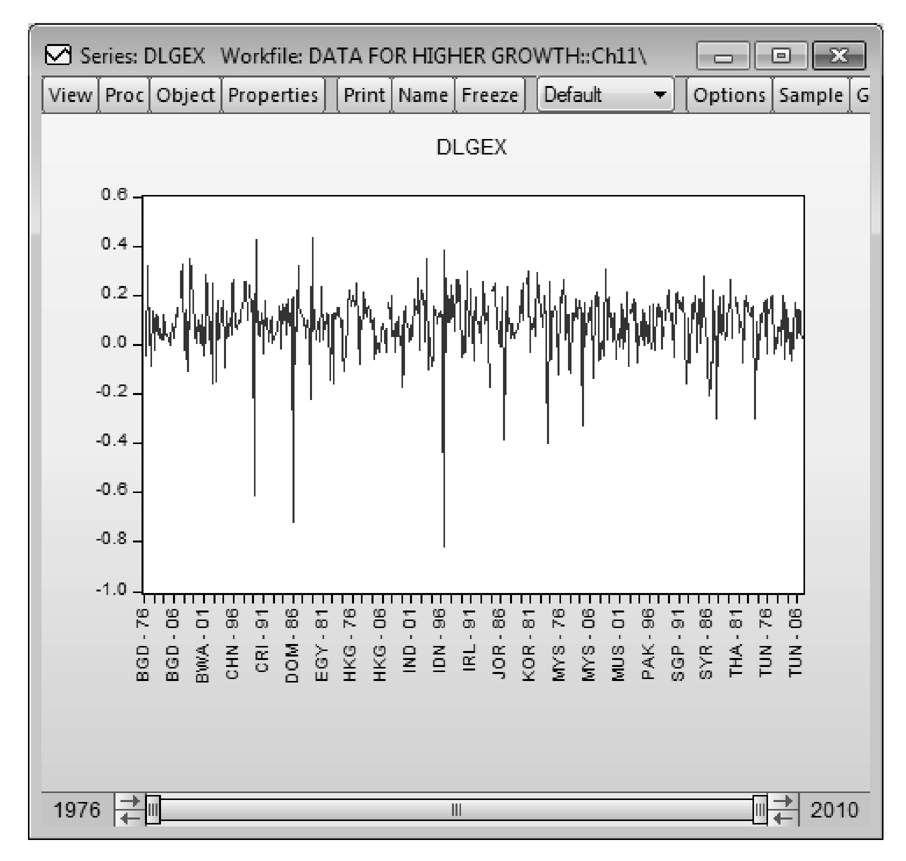
**Panel Unit Root Test on DLGDP**

Panel unit root test: Summary
Series: DLGDP
Date: 04/26/20 Time: 15:14
Sample: 1976 2010
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

| Method | Statistic | Prob.** | Cross-sections | Obs |
|---|---|---|---|---|
| Null: Unit root (assumes common unit root process) | | | | |
| Levin, Lin & Chu t* | -6.61669 | 0.0000 | 19 | 608 |
| Null: Unit root (assumes individual unit root process) | | | | |
| Im, Pesaran and Shin W-stat | -8.00521 | 0.0000 | 19 | 608 |
| ADF - Fisher Chi-square | 136.808 | 0.0000 | 19 | 608 |
| PP - Fisher Chi-square | 293.287 | 0.0000 | 19 | 627 |

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

**شكل 6.11 اختبار جذر الوحدة لبانل DLGDP**




**شكل 7.11 بيانات DLGEX**

## 5.1.11 بيانات البانل لـ DLGEX

يعرض الشكل 7.11 الرسم البياني لبيانات DLGEX، والتي تبدو بأنها مستقرة، حيث أن خط السلسلة يقطع الخط الصفري لمرات عديدة. ولكن لغرض التأكد من استقرار بيانات البانل لـ DLGEX، نقوم بإجراء اختبار جذر الوحدة وكما يلي:

| افتح بيانات DLGEX، ثم من View قم باختيار Unit Root Test، ثم انقر OK للحصول على الشكل 8.11 |
|---|

Series: DLGEX Workfile: DATA FOR HIGHER GROWTH::C...

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph

Panel Unit Root Test on DLGEX

Panel unit root test: Summary
Series: DLGEX
Date: 04/26/20 Time: 15:41
Sample: 1976 2010
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Balanced observations for each test

| Method | Statistic | Prob.** | Cross-sections | Obs |
|---|---|---|---|---|
| Null: Unit root (assumes common unit root process) | | | | |
| Levin, Lin & Chu t* | -9.17355 | 0.0000 | 19 | 608 |
| | | | | |
| Null: Unit root (assumes individual unit root process) | | | | |
| Im, Pesaran and Shin W-stat | -10.8147 | 0.0000 | 19 | 608 |
| ADF - Fisher Chi-square | 189.969 | 0.0000 | 19 | 608 |
| PP - Fisher Chi-square | 266.794 | 0.0000 | 19 | 627 |

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

**شكل 8.11 اختبار جذر الوحدة لبانل DLGEX**

## الاختبار:

1 - $H_0$ : بيانات البانل DLGEX لها جذر وحدة.

2 - $H_1$: بيانات البانل لـ DLGDP مستقرة.

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

من النتائج الموضحة في الشـــكل 2.11، نجد أن إحصائيات الاختبار تساوي (9.17355-)، (10.8147-)، (189.969)، و (266.794).

4 - مستوى الدلالة الإحصائية للاحتمال p-values لاحصائيات الاختبار كلها تساوي (0.0000).

5 - الاحتمال 0.05 > Prob. = 0.0000 ، ولذلك فإننا نرفض فرضية العدم $H_0$.

6 - نستنتج أن بيانات البانل لـ DLGEX هي مستقرة.

نقــوم الآن بإجراء انحدار باســتخدام البيانات الأصليــة لهذا النموذج (الشكل 9.11):

$$LGDP_{it} = \alpha_i + \beta_i LGEX_{it} + \varepsilon_{it}$$

بعد إجراء الانحدار باستخدام طريقة OLS، نقوم بحفظ البواقي من خلال انتاج متغير ونطلق عليه اسم ECM. اتبع الخطوات التالية:

بعد الحصول على نتائج الانحـــدار: اذهب إلى Quick-Generate Series ثم اكتب: ECM = RESID ثم انقر على OK.

ومنها نتحصل على الشكل البياني للبواقي ECM كما في الشكل 10.11:

يظهر الرسم البياني للبيانات بأنها مستقرة، حيث أن خط السلسلة يقطع الخط الصفري لمرات عديدة. ولكن لغرض التأكد من استقرار ECM، نقوم بإجراء اختبار جذر الوحدة وكما يلي:

افتــح بيانات ECM، ثم من View قم باختيار Unit Root Test، ثم انقر OK للحصول على الشكل 11.11

Equation: UNTITLED Workfile: DATA FOR HIGHER GRO...

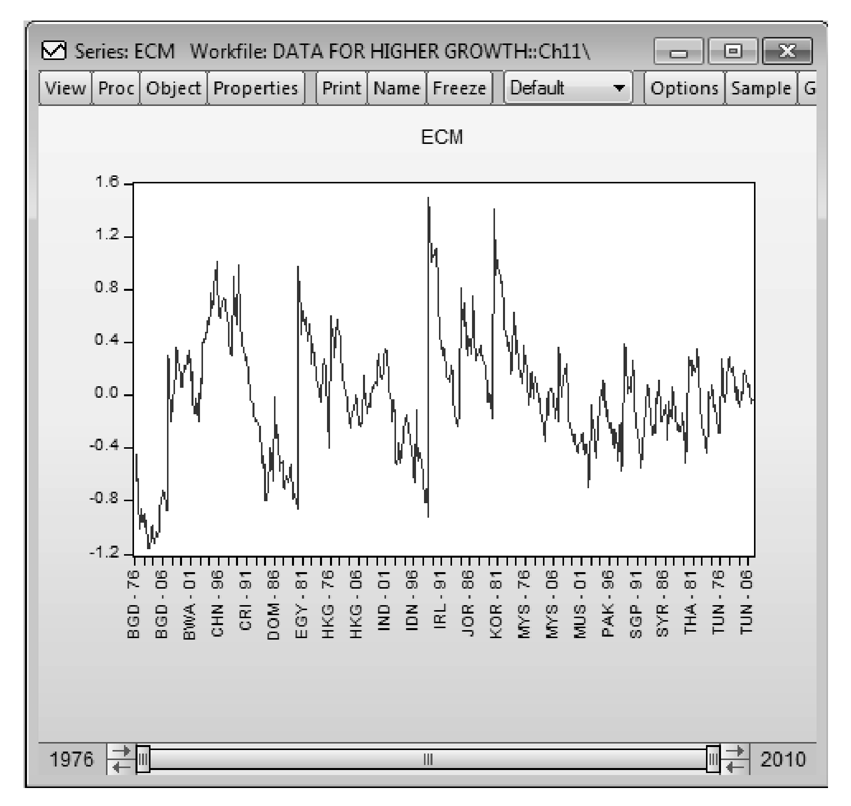
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LGDP
Method: Panel Least Squares
Date: 04/26/20 Time: 17:02
Sample: 1976 2010
Periods included: 35
Cross-sections included: 19
Total panel (balanced) observations: 665

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 2.263669 | 0.255219 | 8.869527 | 0.0000 |
| LGEX | 0.825913 | 0.010446 | 79.06733 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.904117 | Mean dependent var | 22.39565 |
| Adjusted R-squared | 0.903972 | S.D. dependent var | 1.456159 |
| S.E. of regression | 0.451240 | Akaike info criterion | 1.249370 |
| Sum squared resid | 134.9987 | Schwarz criterion | 1.262903 |
| Log likelihood | -413.4156 | Hannan-Quinn criter. | 1.254614 |
| F-statistic | 6251.643 | Durbin-Watson stat | 0.053854 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**شكل 9.11 اختبار التكامل المشترك**




**شكل 10.11 التمثيل البياني للبواقي ECM**

## الاختبار:

1 - $H_0$ : البواقي ليست مستقرة. لها جذر وحدة

2 - $H_1$ : البواقي مستقرة.

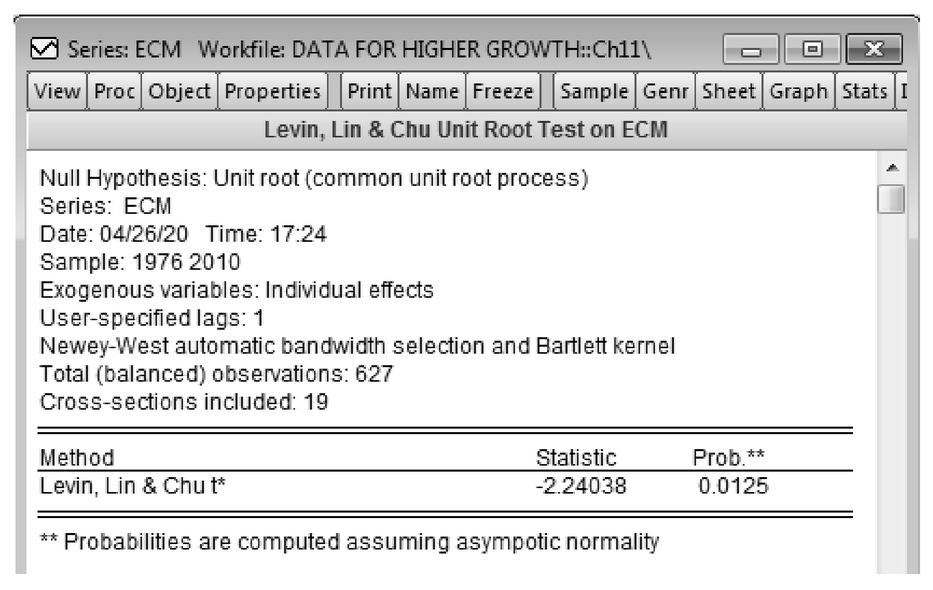
3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

نقوم بإجراء ســتة اختبارات لجذر الوحدة لنحصل على النتائج المبينة في الأشكال من (11.11 إلى 16.11)

4 - مســتوى الدلالة الإحصائية للاحتمال p-values أقل من 0.05 في أربعة اختبارات

5 - لأن أغلــب الاحتمالات كانت أقل من 0.05 ( Prob. = 0.0000 < 0.05)، نقوم برفض فرضية العدم $H_0$.

6 - نستنتج أن بيانات ECM ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة. (الأشكال (11.11، 12.11، 13.11، 14.11، 15.11، 16.11).


Series: ECM Workfile: DATA FOR HIGHER GROWTH::Ch11\

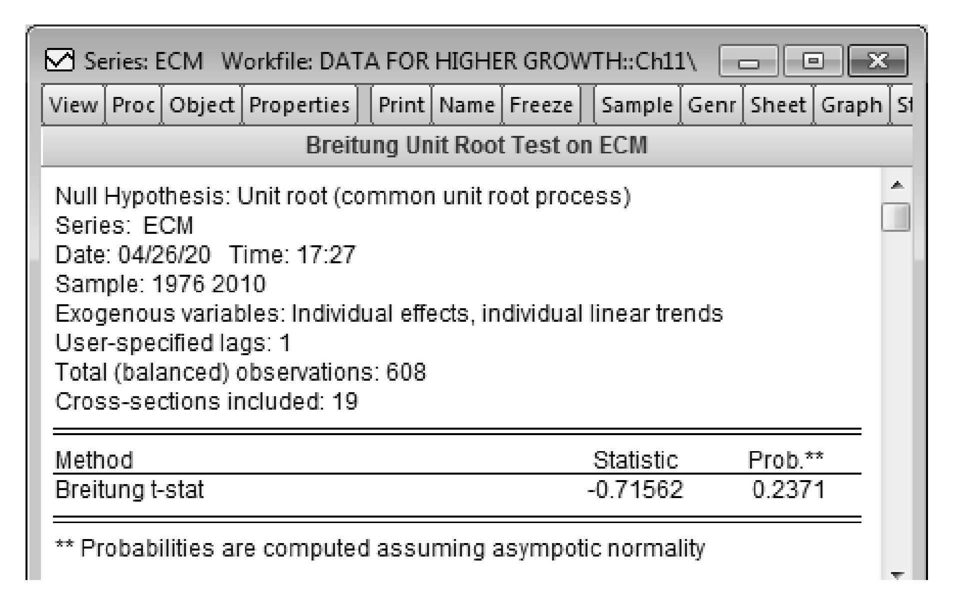
Levin, Lin & Chu Unit Root Test on ECM

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
Series: ECM
Date: 04/26/20 Time: 17:24
Sample: 1976 2010
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Total (balanced) observations: 627
Cross-sections included: 19

| Method | Statistic | Prob.** |
|---|---|---|
| Levin, Lin & Chu t* | -2.24038 | 0.0125 |

** Probabilities are computed assuming asympotic normality

**شكل 11.11 اختبار جذر الوحدة ( Levin, Lin &Chu ) على بيانات ECM**


Series: ECM Workfile: DATA FOR HIGHER GROWTH::Ch11\

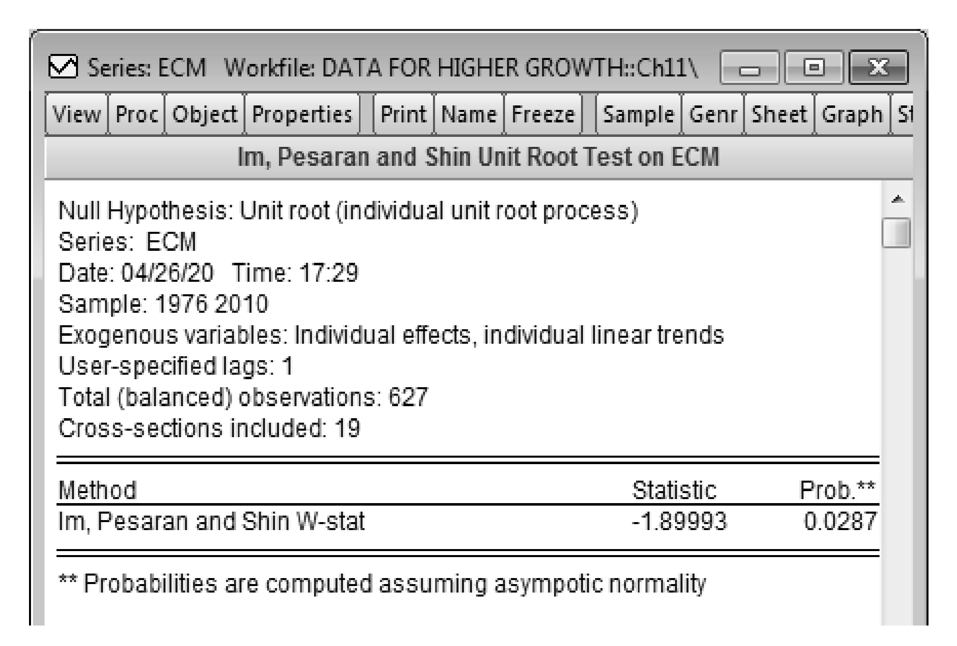
Breitung Unit Root Test on ECM

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
Series: ECM
Date: 04/26/20 Time: 17:27
Sample: 1976 2010
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Total (balanced) observations: 608
Cross-sections included: 19

| Method | Statistic | Prob.** |
|---|---|---|
| Breitung t-stat | -0.71562 | 0.2371 |

** Probabilities are computed assuming asympotic normality

**شكل 12.11 اختبار جذر الوحدة (The Breitung) على ECM**


Series: ECM Workfile: DATA FOR HIGHER GROWTH::Ch11\

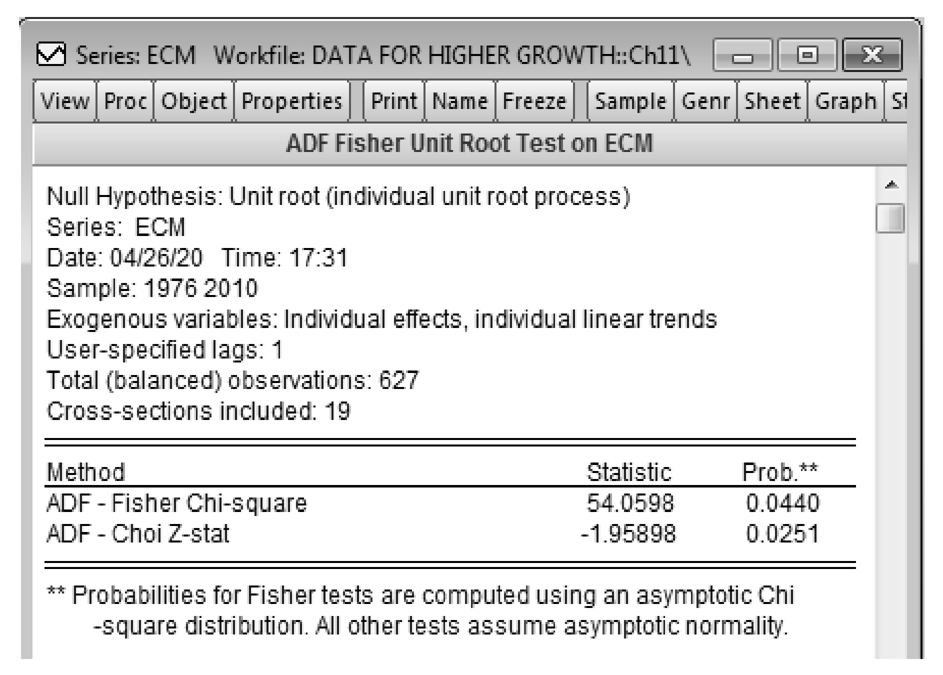
Im, Pesaran and Shin Unit Root Test on ECM

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
Series: ECM
Date: 04/26/20 Time: 17:29
Sample: 1976 2010
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Total (balanced) observations: 627
Cross-sections included: 19

| Method | Statistic | Prob.** |
|---|---|---|
| Im, Pesaran and Shin W-stat | -1.89993 | 0.0287 |

** Probabilities are computed assuming asympotic normality

شكل 13.11 اختبار جذر الوحدة (The IM, Pesaran and Shin) على ECM


Series: ECM Workfile: DATA FOR HIGHER GROWTH::Ch11\

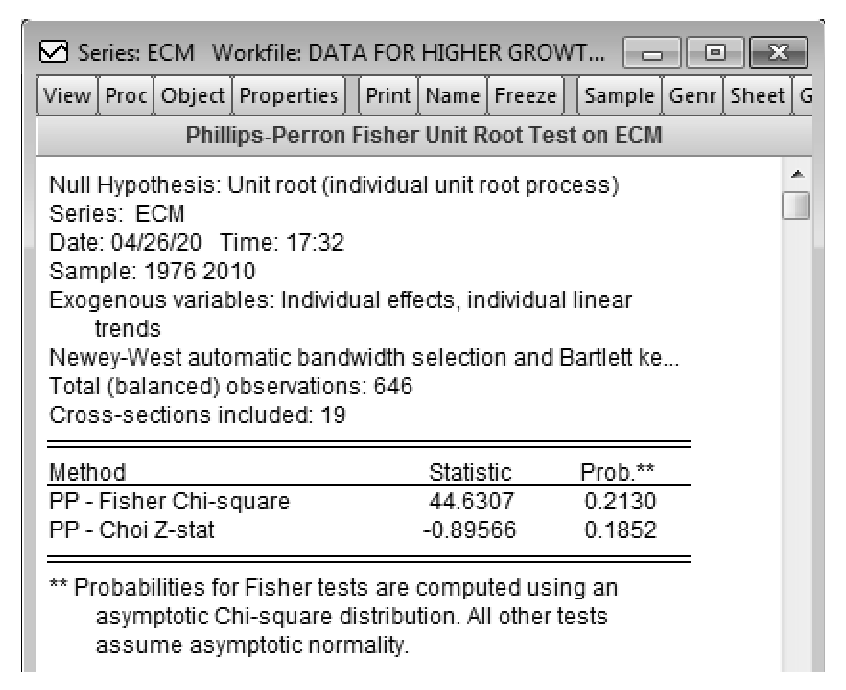
ADF Fisher Unit Root Test on ECM

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
Series: ECM
Date: 04/26/20 Time: 17:31
Sample: 1976 2010
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
User-specified lags: 1
Total (balanced) observations: 627
Cross-sections included: 19

| Method | Statistic | Prob.** |
|---|---|---|
| ADF - Fisher Chi-square | 54.0598 | 0.0440 |
| ADF - Choi Z-stat | -1.95898 | 0.0251 |

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

شكل 14.11 اختبار جذر الوحدة (ADF Fisher) على ECM

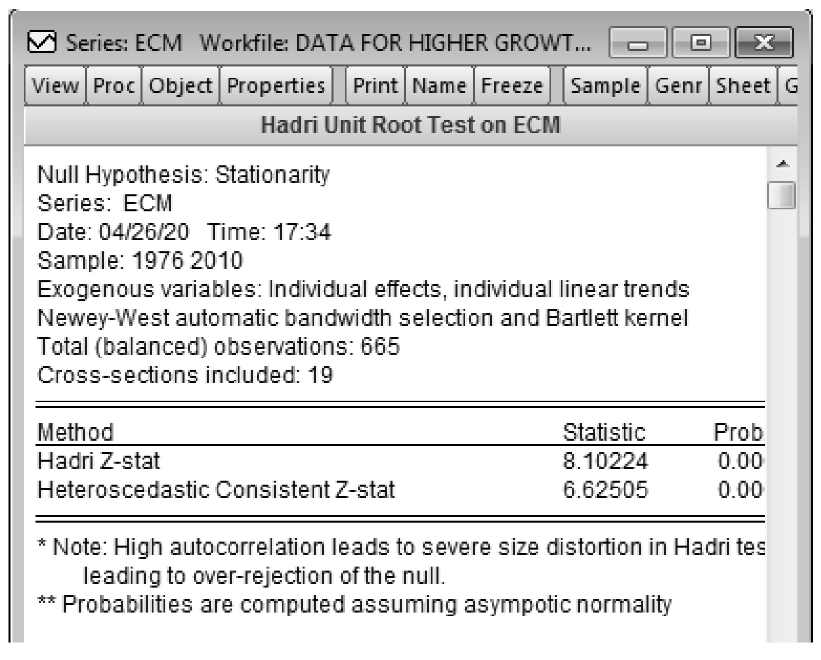

Series: ECM Workfile: DATA FOR HIGHER GROWT...
View Proc Object Properties Print Name Freeze Sample Genr Sheet G
Phillips-Perron Fisher Unit Root Test on ECM

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
Series: ECM
Date: 04/26/20 Time: 17:32
Sample: 1976 2010
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett ke...
Total (balanced) observations: 646
Cross-sections included: 19

| Method | Statistic | Prob.** |
|---|---|---|
| PP - Fisher Chi-square | 44.6307 | 0.2130 |
| PP - Choi Z-stat | -0.89566 | 0.1852 |

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

شكل 15.11 اختبار جذر الوحدة (The Phillips Perron Fisher) على ECM


Series: ECM Workfile: DATA FOR HIGHER GROWT...
View Proc Object Properties Print Name Freeze Sample Genr Sheet G
Hadri Unit Root Test on ECM

Null Hypothesis: Stationarity
Series: ECM
Date: 04/26/20 Time: 17:34
Sample: 1976 2010
Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
Total (balanced) observations: 665
Cross-sections included: 19

| Method | Statistic | Prob |
|---|---|---|
| Hadri Z-stat | 8.10224 | 0.00 |
| Heteroscedastic Consistent Z-stat | 6.62505 | 0.00 |

* Note: High autocorrelation leads to severe size distortion in Hadri tes leading to over-rejection of the null.
** Probabilities are computed assuming asympotic normality

شكل 16.11 اختبار جذر الوحدة (The Hadri) على ECM

## 2.11 نموذج بانل ECM

اختبار التكامل المشترك قد أظهر لنا أن البواقي هي مستقرة. هذا يدل على وجود علاقة طويلة الأجل ما بين متغيرات هذا النموذج. هذه النتائج تسمح لنا بإجراء انحدار لنموذج بانل ECM.

نستطيع الآن إجراء نماذج الانحدار لبيانات البانل لنموذج ECM وكما تمت مناقشته أعلاه، النموذج 3، 4، و5.

### 1.2.11 انحدار OLS المجمع (Pooled OLS regression):

افترض أن لدينا العلاقة التالية ما بين نمو الناتج المحلي الإجمالي GDP وحجم الانفاق الحكومي GEX (بعد أخذ اللوغاريتم لقيم المتغيرات):

$$LGDP_{it} = \beta_1 + \beta_2 LGEX_{it} + \varepsilon_{it}$$

بافتراض أن الانفاق الحكومي هو المحرك الرئيسي للنمو الاقتصادي وأن المتغيرات الأخرى ليست بذات الأهمية. لاحظ أننا وضعنا دليلين سفليين على المتغيرات: i تمثل وحدة المقطع العرضي، و t الزمن. كذلك، افترضنا أن حد الخطأ يفي بالافتراضات الكلاسيكية المعتادة.

نموذج ECM المراد تقديره يأخذ الصيغة التالية:

$$DLGDP_{it} = \beta_1 + \beta_2 LDGP_{it\text{-}1} + \beta_3 DLGEX_{it} + \beta_4 DLGEX_{it\text{-}1} + \beta_5 ECM_{it\text{-}1}\, \varepsilon_{it}$$

إذا افترضنا أن تجميع البيانات صحيح وباستخدام EViews، سنتحصل على النتائج أدناه:

اذهب إلى Quick واختر Estimate Equation ثم اكتب:

DLGDP C DLGDP(-1) DLGEX DLGEX(-1) ECM(-1)

ثم انقر OK، سنتحصل على النتائج في الشكل 17.11.

**النتائج:**

1 - إذا أجرينا اختبار للفروض لمعلمات النموذج واحدة بواحدة، سنجد من النتائج (الشكل17.11) أن جميع المعلمات بما فيها حد التقاطع هي معنوية

إحصائياً (لأن قيمة خانة الاحتمـــال Prob. كانت أقل من 0.05)، ماعدا معلمة المتغير DLGDP(-1) فقد كانت قيمة الاحتمال 0.2348 وهي أكبر من 0.05.

Equation: UNTITLED Workfile: DATA FOR HIGHER GRO...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: DLGDP
Method: Panel Least Squares
Date: 04/28/20 Time: 02:38
Sample (adjusted): 1978 2010
Periods included: 33
Cross-sections included: 19
Total panel (balanced) observations: 627

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.030219 | 0.003752 | 8.054479 | 0.0000 |
| DLGDP(-1) | 0.046662 | 0.039238 | 1.189215 | 0.2348 |
| DLGEX | 0.126615 | 0.022578 | 5.607943 | 0.0000 |
| DLGEX(-1) | 0.089529 | 0.022823 | 3.922756 | 0.0001 |
| ECM(-1) | -0.013294 | 0.005829 | -2.280720 | 0.0229 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.095810 | Mean dependent var | 0.050546 |
| Adjusted R-squared | 0.089996 | S.D. dependent var | 0.066775 |
| S.E. of regression | 0.063699 | Akaike info criterion | -2.661354 |
| Sum squared resid | 2.523803 | Schwarz criterion | -2.625939 |
| Log likelihood | 839.3343 | Hannan-Quinn criter. | -2.647595 |
| F-statistic | 16.47719 | Durbin-Watson stat | 2.028725 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**شكل 17.11 انحدار البانل OLS المجمع**

2 - بما أن معلمة ECM(-1) هي ســـالبة (-0.013294) وهي معنوية احصائياً، فيمكـن أن نستنتج أن هناك علاقة طويلة الأجل ما بين هذه المتغيرات.

3 - قيمة معمل التحديد $R^2$ للنموذج منخفضة (تســـاوي فقط 0.095810). أما إحصائية F الاحتمالية والتي تبين معنوية الكلية للنموذج، فهي معنوية احصائياً.

4 - قيمة إحصائية Durbin-Watson أظهرت بأن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط التسلسلي (2.028725).

## 2.2.11 نموذج المربعات الصغرى ذات التأثيرات الثابتة للمتغيرات الوهمية (LSDV)

تظهر بيانات البانل التي نستخدمها على الشكل التالي:

| 1 | COUNTRY | YEAR | GDP | GEX |
|---|---|---|---|---|
| 2 | BGD | 2010 | 4.88E+09 | 1E+11 |
| 3 | BGD | 2009 | 4.48E+09 | 8.94E+10 |
| 4 | BGD | 2008 | 4.23E+09 | 7.96E+10 |
| 5 | BGD | 2007 | 4.08E+09 | 6.84E+10 |
| 6 | BGD | 2006 | 3.84E+09 | 6.19E+10 |
| 7 | BGD | 2005 | 3.62E+09 | 6.03E+10 |
| 8 | BGD | 2004 | 3.36E+09 | 5.66E+10 |
| 9 | BGD | 2003 | 3.04E+09 | 5.19E+10 |
| 10 | BGD | 2002 | 2.68E+09 | 4.76E+10 |
| 11 | BGD | 2001 | 2.25E+09 | 4.7E+10 |
| 12 | BGD | 2000 | 2.15E+09 | 4.71E+10 |
| 13 | BGD | 1999 | 2.13E+09 | 4.57E+10 |
| 14 | BGD | 1998 | 2.12E+09 | 4.41E+10 |
| 15 | BGD | 1997 | 1.87E+09 | 4.23E+10 |
| 16 | BGD | 1996 | 1.82E+09 | 4.07E+10 |
| 17 | BGD | 1995 | 1.83E+09 | 3.79E+10 |
| 18 | BGD | 1994 | 1.79E+09 | 3.38E+10 |
| 19 | BGD | 1993 | 1.73E+09 | 3.32E+10 |
| 20 | BGD | 1992 | 1.55E+09 | 3.17E+10 |
| 21 | BGD | 1991 | 1.4E+09 | 3.1E+10 |
| 22 | BGD | 1990 | 1.37E+09 | 3.01E+10 |
| 23 | BGD | 1989 | 1.36E+09 | 2.68E+10 |
| 24 | BGD | 1988 | 1.35E+09 | 2.56E+10 |
| 25 | BGD | 1987 | 1.34E+09 | 2.38E+10 |
| 26 | BGD | 1986 | 1.32E+09 | 2.12E+10 |
| 27 | BGD | 1985 | 1.22E+09 | 2.16E+10 |
| 28 | BGD | 1984 | 1.2E+09 | 1.97E+10 |
| 29 | BGD | 1983 | 1.16E+09 | 1.72E+10 |
| 30 | BGD | 1982 | 1.13E+09 | 1.81E+10 |
| 31 | BGD | 1981 | 1.13E+09 | 1.98E+10 |
| 32 | BGD | 1980 | 1.08E+09 | 1.81E+10 |
| 33 | BGD | 1979 | 1.11E+09 | 1.56E+10 |
| 34 | BGD | 1978 | 9.98E+08 | 1.33E+10 |
| 35 | BGD | 1977 | 1.09E+09 | 9.63E+09 |
| 36 | BGD | 1976 | 9.21E+08 | 1.01E+10 |
| 37 | BWA | 2010 | 2E+09 | 1.49E+10 |
| 38 | BWA | 2009 | 1.99E+09 | 1.15E+10 |
| 39 | BWA | 2008 | 1.97E+09 | 1.35E+10 |
| 40 | BWA | 2007 | 1.8E+09 | 1.24E+10 |

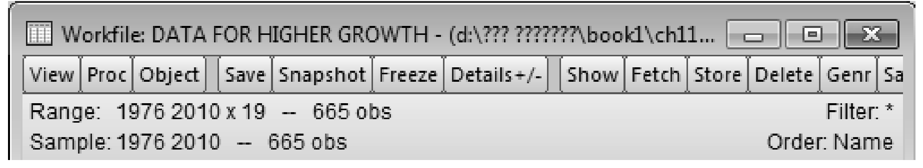
تظهر أســـماء الدول (الحروف المختصرة)، الســـنوات من 1976 إلى 2010 وبيانات GDP وGEX معطاة في الأعمدة من 1-4، على التوالي.

ينبغي تعريـــف قاعدة البيانات لـ EViews على أســـاس أنها بيانات بانل زمنية وكما يلي:

اذهب إلى Proc > Structure/Resize Current Page ، قم بتغيير شكل ملف العمل إلى "Dated Panel". ادخل اســم المتغــير Country كمعرف تقاطعي cross section ID، وقم بإدخال Years كسلســلة تاريخ وكما مبين في الشكل 18.11.

**شكل 18.11 تغيير هيكل ملف العمل إلى بانل تاريخية**

بعد ذلك ستتغير عناوين ملف العمل إلى التالي:




من أجل الأخذ في الاعتبار عدم التجانس (الاختلاف) المتوقع وجوده ما بين الدول، فإننا نســمح لكل دولة أن يكون لها قاطع (intercept) خاص بها، وكما هو ممثل في المعادلة التالية:

$$DLGDP_{it} = \boldsymbol{\beta_{1i}} + \beta_2 LDGP_{it\text{-}1} + \beta_3 DLGEX_{it} + \beta_4 DLGEX_{it\text{-}1} + \beta_5 ECM_{it\text{-}1}\, \varepsilon_{it}$$

هذه المعادلة تسمى **نموذج انحدار التأثيرات الثابتة (FEM)**. إضافة الدليل السفلي i إلى القاطع $\beta_1$ تعني أن لكل دول القاطع الخاص بها ليعكس الاختلاف

ما بين الدول. الاختلاف قد يكون نتيجة اختلاف الخصائص الاقتصادية بين الدول مثل اختلاف وفرة الموارد أو أي خصائص اقتصادية أخرى.

إن مصطلح "التأثيرات الثابتة" يعني ضمنياً أن كل قاطع "لكل دولة" على الرغم من اختلافه عن قواطع الدول الأخرى، **لا يتغير بمرور الزمن**، أي أنه لا يتأثر بالزمن (time-invariant).

إذا تم التعبير عن القاطع في المعادلة أعلاه على النحو التالي: $\beta_{1it}$ فسوف يكون قاطع كل دولة متغير مع الزمن (time-variant). ولكن تجدر الملاحظة أنه في معادلة النموذج أعلاه فإننا نفترض أن معاملات الميل ثابتة عبر الزمن.

نقوم بتطبيق مدخل التأثيرات الثابتة من خلال إدخال قواطع تمييزية وهمية (differential intercept dummies). نقوم بتعديل المعادلة أعلاه كما يلي:

$$DLGDP_{it} = \beta_1 + \beta_2 D_{2i} + \beta_3 D_{3i} + \cdots + \beta_{18} D_{18i} + \beta_{19} DGP_{it\text{-}1} + \beta_{20} DLGEX_{it} + \beta_4 DLGEX_{it\text{-}1} + \beta_5 ECM_{it\text{-}1} + \epsilon_{it}$$

حيث $\beta_2 D_{2i} = 1$ للدولة 2 ، و 0 خلاف ذلك، $D_{3i} = 1$ للدولة 3، و 0 خلاف ذلك؛ وهكذا.

من المهم ملاحظة أننا استخدمنا 18 متغيراً وهمياً لتمثيل 47 دولة وذلك لتجنب الوقوع في مصيدة المتغيرات الوهمية (ارتباط خطي تام). في هذه الحالة سيمثل 18 متغيراً وهمياً معاملات القواطع التمييزية الوهمية-أي إنها تعكس اختلاف معامل القاطع للدولة التي يتم تعيينها كمرجع (benchmark)، سنتعامل مع الدولة الأولى كمعيار أو كمرجعية، على الرغم من أنه يمكن اختيار أي دولة لتؤدي هذا الغرض.

اذهب إلى Quick واختر Estimate Equation. سيظهر المربع الحواري لتحديد المعادلة Specification ولتحديد خيارات البانل Panel Option في أعلى نافذة تقدير المعادلة. اكتب معادلة النموذج في مربع النافذة تحت Equation specification كما في الشكل 19.11. بعد كتابة المعادلة، اختر Panel Options من النافذة و تحت Effects specification اختر Fixed كما هو مبين في الشكل 20.11، ثم انقر OK للحصول على النتائج المبينة في الشكل 21.11.

Equation Estimation

Specification | Panel Options | Options

Equation specification

Dependent variable followed by list of regressors including ARMA and PDL terms, OR an explicit equation like Y=c(1)+c(2)*X.

DLGDP C DLGDP(-1) DLGEX DLGEX(-1) ECM(-1)

Estimation settings

Method: LS - Least Squares (LS and AR)

Sample: 1976 2010

OK | Cancel

**شكل 19.11 توصيف معادلة انحدار OLS**

Equation Estimation

Specification | Panel Options | Options

Effects specification

Cross-section: Fixed

Period: None

Weights

GLS Weights: No weights

Coef covariance method

Ordinary

No d.f. correction

OK | Cancel

**شكل 20.11 خيارات البانل**

**ملاحظات:**

الملاحظة الأولى حول النتائج الواردة في الشكل 21.11 هو أن جدول النتائج لا ينتج قيم معاملات القاطع التمييزي لكل دولة على الرغم من أنها قد أخذت في الاعتبـــار عند تقدير النموذج. ومع ذلـــك، يمكننا الحصول على معاملات القاطع التمييزي بسهولة إذا أردنا إجراء ذلك يدوياً. الملاحظة الثانية، إذا قارنا نتائج انحدار OLS المجمع مع نتائج انحدار نموذج التأثيرات الثابتة FEM، لرأينا اختلافاً كبيراً ما بين الاثنين، ليس فقط في قيم المعلمات المقدرة، ولكن أيضاً اختلاف اشاراتها.

من ذلك، فإن هـــذه النتائج تلقي بظلال من الشـــك على تقديرات OLS المجمعـــة. فإذا قمنا بفحـــص القاطع التمييزي الوهمي لـــكل دولة، لوجدنا أن العديد منها ذو معنوية إحصائية عالية مما يشـــير إلى أن تقديرات طريقة OLS المجمعة تخفي عدم التجانس بين الـ 19 دولة.

**النتائج:**

1 - إذا أجرينا اختبار للفروض لمعلمات المتغيرات كلٍّ على حدا، فسنرى من النتائج (الشـــكل 21.11) أن كل المعلمات (1−)DLGEX، DLGEX(−1)، ECM هي معنويـــة احصائياً وكذلك الحد الثابت C، حيـــث أن قيمة الاحتمال أقل من 0.05. الاســـتثناء الوحيد هنا هو معامل المتغير (1−)DLGDP فهو غير معنوي إحصائياً (**0.9269** = .Prob).

Equation: UNTITLED Workfile: DATA FOR HIGHER GRO...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: DLGDP
Method: Panel Least Squares
Date: 04/29/20 Time: 14:10
Sample (adjusted): 1978 2010
Periods included: 33
Cross-sections included: 19
Total panel (balanced) observations: 627

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.033046 | 0.003711 | 8.904219 | 0.0000 |
| DLGDP(-1) | -0.003634 | 0.039588 | -0.091799 | 0.9269 |
| DLGEX | 0.133556 | 0.022340 | 5.978476 | 0.0000 |
| DLGEX(-1) | 0.079359 | 0.022660 | 3.502208 | 0.0005 |
| ECM(-1) | -0.043340 | 0.010571 | -4.099899 | 0.0000 |

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.161122 | Mean dependent var | 0.050546 |
| Adjusted R-squared | 0.130567 | S.D. dependent var | 0.066775 |
| S.E. of regression | 0.062263 | Akaike info criterion | -2.678912 |
| Sum squared resid | 2.341502 | Schwarz criterion | -2.516006 |
| Log likelihood | 862.8388 | Hannan-Quinn criter. | -2.615621 |
| F-statistic | 5.273172 | Durbin-Watson stat | 2.001710 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**شكل 21.11 نتائج انحدار البانل OLS**

2 - بما أن معلمة المتغير ECM(-1) ذات قيمة سالبة (-0.095049) ومعنوية إحصائياً، فإننا نستنتج أن هناك علاقة طويلة الأجل بين هذه المتغيرات.

3 - قيمة معمـــل التحديد $R^2$ للنمـــوذج لازالت منخفضـــة (0.197174). إحصائيـــة F الاحتمالية والتي تبين معنويـــة الكلية للنموذج، فهي معنوية احصائياً.

4 - قيمة إحصائية Durbin-Watson أظهرت بأن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط التسلسلي (1.989628).

### 3.2.11 اختبار النموذج

يمكننا تقديم اختبـــار لمعرفة ما إذا كان نموذج التأثيرات الثابتة (FEM) أفضل من نمـــوذج المربعات الصغرى المجمـــع (Pooled OLS Model). لأن النموذج المجمـــع يهمل تأثيرات عدم التجانس والـــتي أخذت بعين الاعتبار وبشكل واضح في نموذج التأثيرات الثابتة؛ فإن النموذج المجمع هو نسخة مقيدة من نموذج التأثيرات الثابتة. الاختبار التالي سيحدد لنا أي من النموذجين هو المناسب للاستخدام.

يمكن استخدام اختبار F كأساس لحساب إحصائية الاختبار المستخدمة في المقارنة ما بين النموذجين وفق الصيغة التالية:

$$F = \frac{(R_{ur}^2 \text{-} R_r^2)/m}{(1 - R_{ur}^2)/(n\text{-}k)}$$

حيث أن $R_{ur}^2$ و $R_r^2$ يمثلان معامل التحديد غير المقيد ومعامل التحديد المقيد على التوالي، m هي عدد المعلمات المحذوفة من النموذج المقيد (تساوي 18 في هذا المثال)، n هو عدد المشـــاهدات في العينـــة، و k هو عدد المعلمات المقـــدرة في الانحدار غير المقيد (هنا إجمالي )22. يمكن الحصول على قيم $R^2$ المقيد وغير المقيد من نتائج EViews لانحدار النموذجين الوضحة في الأشـــكال (17.11، 21.11) على التوالي.

**الاختبار:**

1 – H0: النموذج المقيد، نموذج OLS المجمع هو النموذج الأفضل،

2 – H1: النموذج غير المقيد، نموذج التأثيرات الثابتة هو النموذج الأفضل

3 – $\alpha$ = 5% أو 0.05

4 – $F = \frac{(R_{ur}^2 \text{-} R_r^2)/m}{(1- R_{ur}^2)/(n\text{-}k)}$

$$F = \frac{(0.161122-0.095810)/18}{(1-0.197174)/(627-22)} = \frac{0.003628}{0.001365} = 2.6169$$

5 – $V_1 = K\text{-}1 = 22 - 1 = 21$

و $V_2 = n\text{-}k = 627 - 22 = 605$.

قيمة F الحرجة (21، 605) تساوي 1.59

6 - القرار: بما أن F المحســوبة > F الجدولية (2.6169 > 1.59) فإننا نرفض الفرض الصفري $H_0$ ونقبل الفرض البديل.

7 - نموذج التأثيرات الثابتة هو النموذج الأفضل.

### 4.2.11 قيود نموذج التأثيرات الثابتة LSDV

على الرغم من ســهولة تطبيق نموذج LSDV، إلا أن هذا النموذج يحتوي على التقييدات التالية:

1 - كل متغير وهمي إضافي ســوف يكلفنا درجة حرية إضافية. لذلك، إذا لم تكن العينة كبية جداً، فإن إدخال الكثير من المتغيرات الوهمية ســوف لن يترك سوى القليل من المشاهدات لإجراء تحليل احصائي ذي معنى.

2 - إن عمليــات الإضافة والضرب لعدد كثير من المتغيرات الوهمية قد يؤدي إلى إمكانية حدوث ارتباط خطي متعدد، مما يجعل التقدير الدقيق لمعلمات النموذج أمراً صعباً.

3 - من أجل الحصول تقديرات ذات خصائص إحصائية مرغوب فيها، سنكون في حاجة إلى إعطــاء اهتمام بالغ لحد الخطأ في النموذج. تســتند النتائج الإحصائيــة الواردة أعــلاه إلى افتراض أن حد الخطــأ يتبع الافتراضات الكلاســيكية والتي هي أساساً أن $u_{it} \sim N(0, \sigma^2)$. وحيث أن المؤشر i يشير إلى مشاهدات مقطعية و t إلى مشاهدات سلسلة زمنية؛ فقد يكون من الضروري تعديل الافتراض الكلاســيكي المتعلق بحد الخطأ $u_{it}$. هناك عدة احتمالات في هذا الشأن:

أ - يمكننا أن نفترض أن تباين الخطأ هو نفسه لجميع الوحدات المقطعية أو يمكننا افتراض أن تباين الخطأ غير ثابت.

ب - لكل وحدة معاينة يمكننا افتراض أنه لا يوجد ارتباط ذاتي عبر الزمن أو يمكن أن نفترض الارتباط الذاتي من النوع AR(1).

ج - في أي وقت معين، يمكننا أن نســـمح بأن يكـــون حد الخطأ للفرد 1# غير مرتبط مع حد الخطأ للفرد 2# مثلاً، أو يمكن أن نفترض أن هناك مثل هذا الارتباط.

## 3.11 نموذج التأثيرات العشوائية (REM) أو نموذج مكونات الخطأ (ECM)

## The Random Effects Model (REM) or Error Components Model (ECM)

في نموذج التأثيرات الثابتة كان الافتراض أن معامل الدولة المحدد $\beta_{1i}$ هو ثابت لكل وحدة معاينة ولا يتغير خلال الزمن. في نموذج التأثيرات العشوائية فإن الافتراض هو أن $\beta_{1i}$ متغير عشـــوائي وبقيمة متوسطة لـ $\beta_1$ (بدون دليل سفلي i هنا) ويتم التعبير عن قاطع أي وحدة مقطعية على النحو التالي:

$$\beta_{1i} = \beta_1 + \varepsilon_i$$

حيث $\varepsilon_i$ هو حد الخطأ العشوائي مع متوسط يساوي صفر وتباين $\sigma^2$.

في مثالنـــا، عينة النموذج تتضمن 19 دولة ولديها قيمة وســـط عام للقاطع ($\beta_1$=). تنعكس الاختلافات في القيم الفردية للقواطع لكل دولة في حد الخطأ $\varepsilon_i$. لذلك، يمكننا كتابة النموذج أعلاه كما يلي:

$$DLGDP_{it} = \beta_1 + \beta_2 LDGP_{it\text{-}1} + \beta_3 DLGEX_{it} + \beta_4 DLGEX_{it\text{-}1} + \beta_5 ECM_{it\text{-}1} + w_{it}$$

$$w_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$$

لاحظ أن حد الخطأ المركب $w_{it}$ لديه عنصران (مركبان): $\varepsilon_i$ وهو المقطع العـــرضي أو مكون الخطأ الخاص بكل دولـــة، و $u_{it}$ هو مركب الخطأ الذي يجمع خطأ السلسلة الزمنية وخطأ المقطع العرضي.

يمكننا الآن رؤية السبب وراء تسمية نموذج التأثيرات العشوائية (REM) بـــ نموذج مكونات الخطأ (ECM).

الافتراضات المعتادة لـ ECM هي أن:

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

$$E(\varepsilon_i u_{it}) = 0;\ E\left(\varepsilon_i \varepsilon_j\right) = 0\ (i\ \neq j)$$

$$E(u_{it} u_{is}) =\ E\left(u_{it} u_{ij}\right) =\ \ E\left(u_{it} u_{js}\right) = 0\ (i \neq j; t \neq s)$$

أي أن مكونـــات الخطأ للدول لا ترتبط ببعضها البعض ولا يوجد ارتباط ذاتي عبر كلٍ من الوحدات المقطعية ووحدات السلسلة الزمنية. من المهم أيضاً أن نلاحظ أن $w_{it}$ لا يرتبط بأي من المتغيرات التفســيرية (المســتقلة) التي يتضمنها النموذج.

بما أن $\varepsilon_i$ هي جزء من $w_{it}$، فمن الممكن أن يرتبط هذا الأخير بواحد أو أكثر من المتغيرات المستقلة. إذا اتضح لنا أن هذه هي الحالة، فإن طريقة REM سوف تنتج تقديرات غير متسقة لمعلمات الانحدار.

إن اختبار Hausman، والذي ســـنتعرض له بالــشرح بعد قليل، وبتطبيق معين، سَــيُظهر لنا إذا كان $w_{it}$ مرتبطاً بالمتغيرات المستقلة أم لا - أي اختبار ما إذا كان نموذج التأثيرات العشوائية REM هو النموذج المناسب.

> اذهب إلى Quick واختر Estimate Equation. ســيظهر المربع الحواري لتحديد المعادلة Specification ولتحديـــد خيارات البانل Panel Option في أعلى نافذة تقديـــر المعادلة. اكتب معادلة النموذج في مربع النافذة تحت Equation specification كمـــا في الشـــكل 22.11. بعد كتابة المعادلة، اختر Panel Options مـــن النافذة و تحت Effects specification اختر Random كما هو مبين في الشـــكل 23.11 ثم انقر OK للحصول على النتائج المبينة في الشكل 24.11.

Equation Estimation

Specification | Panel Options | Options

Equation specification

Dependent variable followed by list of regressors including ARMA and PDL terms, OR an explicit equation like Y=c(1)+c(2)*X.

DLGDP C DLGDP(-1) DLGEX DLGEX(-1) ECM(-1)

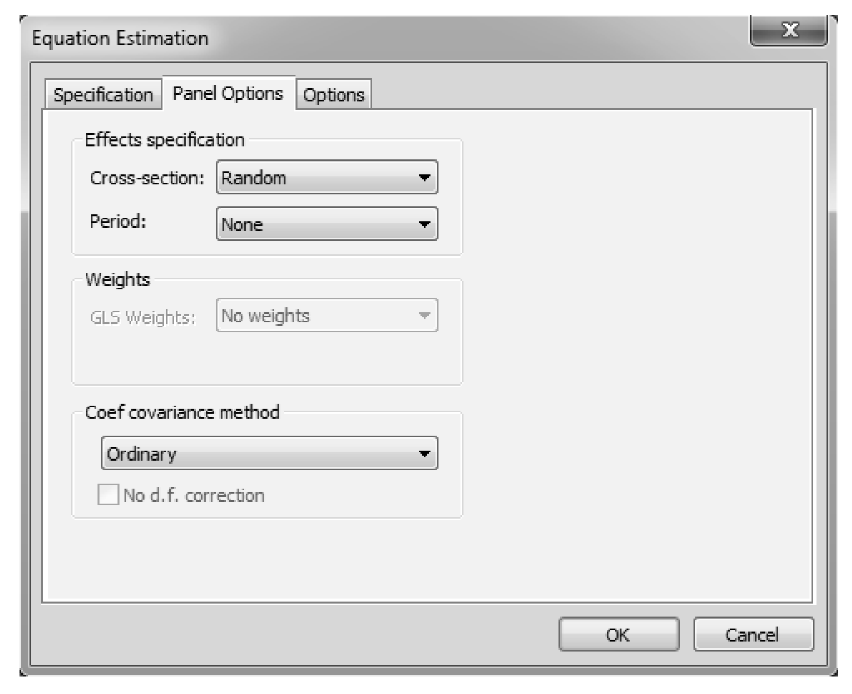
Estimation settings

Method: LS - Least Squares (LS and AR)

Sample: 1976 2010

OK Cancel

شكل 22.11 تقدير معادلة ECM




شكل 23.11 خيارات انحدار البانل

## 4.11 نموذج التأثيرات الثابتة مقابل نموذج التأثيرات العشوائية

عند مقارنة مقدرات التأثيرات الثابتة بمقدرات التأثيرات العشوائية المعطاة أعلاه، سنرى اختلافات جوهرية ما بين الاثنين. سيكون السؤال عندئذٍ أي من النموذجين هو الأفضل في مثالنا الحالي: التأثيرات الثابتة أم التأثيرات العشوائية؟

تعتمد الإجابة على هذا السؤال على الافتراض الذي نضعه بخصوص الارتباط المحتمل بين مكون الخطأ $\varepsilon_i$ الخاص بالمقطع العرضي والمتغيرات المستقلة (التفسيرية).

**فإذا افترضنا أنه لا يوجد ارتباط ما بين $\varepsilon_i$ والمتغيرات المستقلة، فإن نموذج REM قد يكون مناسباً، ولكن إذا افترضنا أنهما مرتبطان فإن نموذج FEM قد يكون النموذج المناسب.**

ما هو النموذج المناسب؟

نقوم باستخدام **اختبار Hausman** للإجابة عن هذا السؤال.

اذهب إلى View واختر Fixed/Random ثم اختر Correlated Random Effects - Hausman Test وكما هو مبين في الشكل 25.11.

Equation: UNTITLED Workfile: DATA FOR HIGHER GROWTH::...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: DLGDP
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Date: 04/30/20 Time: 18:05
Sample (adjusted): 1978 2010
Periods included: 33
Cross-sections included: 19
Total panel (balanced) observations: 627
Swamy and Arora estimator of component variances

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.030219 | 0.003667 | 8.240265 | 0.0000 |
| DLGDP(-1) | 0.046662 | 0.038353 | 1.216646 | 0.2242 |
| DLGEX | 0.126615 | 0.022069 | 5.737297 | 0.0000 |
| DLGEX(-1) | 0.089529 | 0.022308 | 4.013239 | 0.0001 |
| ECM(-1) | -0.013294 | 0.005697 | -2.333328 | 0.0199 |

Effects Specification

| | S.D. | Rho |
|---|---|---|
| Cross-section random | 0.000000 | 0.0000 |
| Idiosyncratic random | 0.062263 | 1.0000 |

Weighted Statistics

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.095810 | Mean dependent var | 0.050546 |
| Adjusted R-squared | 0.089996 | S.D. dependent var | 0.066775 |
| S.E. of regression | 0.063699 | Sum squared resid | 2.523803 |
| F-statistic | 16.47719 | Durbin-Watson stat | 2.028725 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

Unweighted Statistics

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.095810 | Mean dependent var | 0.050546 |
| Sum squared resid | 2.523803 | Durbin-Watson stat | 2.028725 |

**شكل 24.11 نتائج انحدار بانل EGLS**

## الاختبار:

1 - $H_0$: نموذج التأثيرات العشوائية هو المناسب

2 - $H_1$: نموذج التأثيرات الثابتة هو المناسب

3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05

من النتائج الموضحة في الشكل 26.11، إحصائية Chi-sq = 46.4728

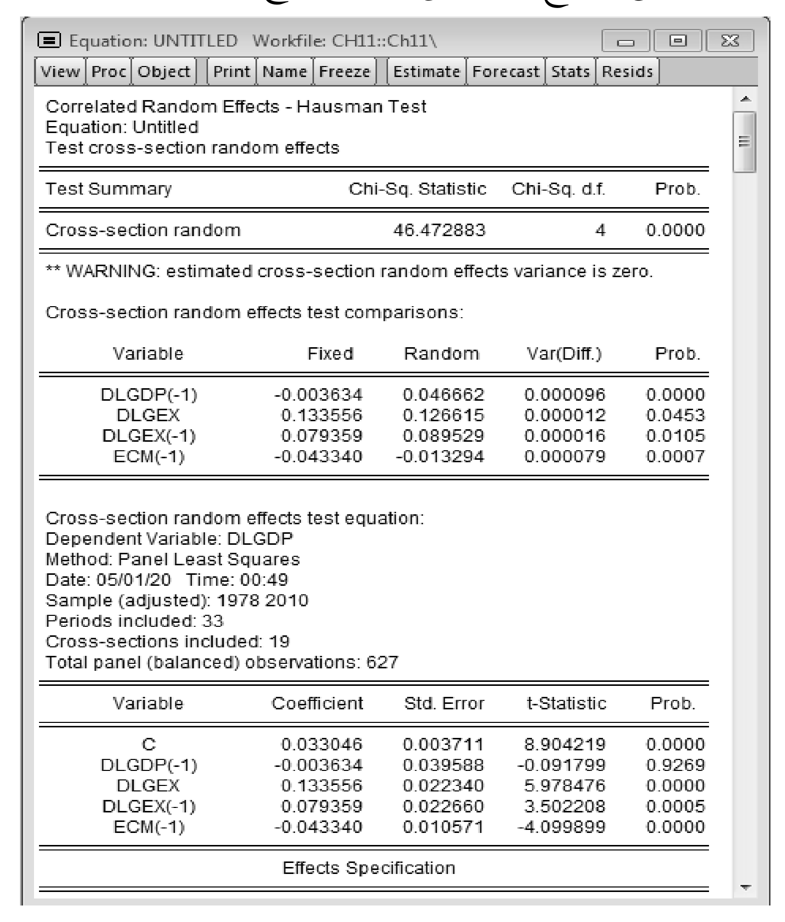
4 - مستوى الدلالة الإحصائية للاحتمال p-values = 0.0000

5 - الاحتمال Prob. = 0.0000 < 0.05 وبذلك نرفض فرضية العدم $H_0$. الاختبار معنوي.

**6 - نموذج التأثيرات الثابتة (FEM) هو النموذج المناسب.**

## 11.5 النتيجة النهائية

وجدنا فيما سبق أن نموذج التأثيرات الثابتة هو النموذج المفضل على نموذج OLS المجمع (النموذج المقيد). تم التوصل إلى تلك النتيجة عن طريق استخدام اختبـــار F. الآن، وبناءً على الاختبار الأخير (Hausman test) أصبح من الواضح لنا أن نموذج التأثيرات الثابتة هو أفضل من نموذج التأثيرات العشوائية. لذلك، يمكن استنتاج أن نموذج التأثيرات الثابتة هو النموذج الملائم للعلاقة أعلاه، وبذلك سوف نتبنى النتائج الواردة من تقدير نموذج التأثيرات الثابتة.



Equation: UNTITLED Workfile: CH11::Ch11\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test cross-section random effects

| Test Summary | Chi-Sq. Statistic | Chi-Sq. d.f. | Prob. |
|---|---|---|---|
| Cross-section random | 46.472883 | 4 | 0.0000 |

** WARNING: estimated cross-section random effects variance is zero.

Cross-section random effects test comparisons:

| Variable | Fixed | Random | Var(Diff.) | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| DLGDP(-1) | -0.003634 | 0.046662 | 0.000096 | 0.0000 |
| DLGEX | 0.133556 | 0.126615 | 0.000012 | 0.0453 |
| DLGEX(-1) | 0.079359 | 0.089529 | 0.000016 | 0.0105 |
| ECM(-1) | -0.043340 | -0.013294 | 0.000079 | 0.0007 |

Cross-section random effects test equation:
Dependent Variable: DLGDP
Method: Panel Least Squares
Date: 05/01/20 Time: 00:49
Sample (adjusted): 1978 2010
Periods included: 33
Cross-sections included: 19
Total panel (balanced) observations: 627

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.033046 | 0.003711 | 8.904219 | 0.0000 |
| DLGDP(-1) | -0.003634 | 0.039588 | -0.091799 | 0.9269 |
| DLGEX | 0.133556 | 0.022340 | 5.978476 | 0.0000 |
| DLGEX(-1) | 0.079359 | 0.022660 | 3.502208 | 0.0005 |
| ECM(-1) | -0.043340 | 0.010571 | -4.099899 | 0.0000 |

Effects Specification

**شكل 26.11 اختبار Hausman لارتباط التأثيرات الثابتة**

الفصل الثاني عشر

# نموذج تسعير الأصول الرأسمالية (CAPM)

نموذج تسعير الأصول الرأسمالية هي نظرية أساسية تربط المخاطر مع العائد لكل الأصول، فهي توضح العلاقة الكمية ما بين المخاطر والعائد، والهدف من احتساب نماذج CAPM هو تحديد المخاطر النظامية، نموذج تسعير الأصول الرأسمالية هو محاولة لتفسير ووضع كمية للمخاطر المتنوعة، بكلمات أخرى هذا النموذج يقوم بقياس كم هو العائد الإضافي الذي يجب أن يتوقعه المستثمر من المخاطر الإضافية، المستثمرون يطالبون بعلاوة عن زيادتهم للمخاطر وبالتالي كلما زادت مخاطر الأوراق المالية كلما زاد العائد المتوقع الذي يدفع المستثمرين لشراء هذه الأوراق، وإذا كان المستثمر يحتفظ بمحفظة متنوعة تنوعاً جيداً فهم سوف يركزون على الجزء غير المتنوع من مخاطر الأسهم الفردية، فهم يركزون على المخاطر المتعلقة بالأسهم ومساهمتها في المخاطر الكلية في المحفظة المتنوعة، فالمخاطر غير المتنوعة هي الجزء المتعلق بمخاطر الأصول التي تُعزي إلى عوامل السوق التي تؤثر في كل الشركات وهذه العوامل لا يمكن تقليل مخاطرها من خلال التنوع وتُسمى ذلك بالمخاطر النظامية، وحيث أن أي مستثمر يمكنه إنشاء محفظة للأصول التي تقلل من المخاطر المتنوعة ولكن تظل المخاطر عدم التنوع قائمة، يتم استخدام معامل بيتا كمقياس لكمية المخاطر النظامية.

معامل بيتا (β) مقياس ذو علاقة بمخاطر عدم التنوع، وهو مؤشر لدرجة حركة العائد على الأصول كردة فعل للتغير في عائد السوق، بيتا هي التقلب النسبي للسهم (كيف تتحرك أسعار الأسهم نحو الانخفاض والارتفاع أثناء حركة الأسواق)، ويتم استخدام العائد التاريخي للأصول لحساب معامل بيتا

للأصول بالنظر إلى أن معامل بيتا للسـوق بالكامل يسـاوي 1.0 وكل قيم بيتا الأخرى يتـم اعتبارها ذات علاقة بهذه القيمة، عائد السـوق هو العائد على محفظة السوق لكل الأوراق المالية التي يتم تداولها.

## 1.12 معادلة CAPM

باسـتخدام معامل بيتا لقيـاس مخاطر عدم التنوع فإن نموذج تسـعير الأصول الرأسمالية (CAPM) يتم عرضه من خلال المعادلة التالية:

$$E(r_i) = R_F + \beta_i[E(R_m)\text{-}R_F]$$

حيث أن

| |
|---|
| $r_i$ = العائد المطلوب على الأصل i |
| $R_F$ = معدل العائد الخالي من المخاطرة، ويتم قياسه في الغالب عن طريق العائد على أذونات الخزانة الأمريكية |
| $\beta_i$ = معامل بيتا أو مؤشر مخاطر عدم التنوع للأصل i |
| $R_m$ = العائد السوقي، العائد على محفظة السوق للأصول |

**يمكن تقسيم CAPM إلى جزئين هما:**

**1 - المعـدل الخالي من المخاطرة $R_F$ وهو العائد المطلوب على الأصل الخالي من المخاطر والذي في الغالب معدل أذونات الخزانة الأمريكية لمدة 3 أشهر.**

**2 - علاوة المخاطرة.**

$(r_m - R_F)$ عبارة عن علاوة المخاطرة والتي تُسـمى علاوة مخاطرة السوق، وذلك لأنها تمثل العلاوة التي يجب أن يحصل عليها المستثمر لدخوله في حجم متوسط من المخاطر المتعلقة بالاحتفاظ بأصول في محفظته الاستثمارية، وخط سـوق الأوراق المالية هو وصف لنموذج تسعير الأصول الرأسمالية (CAPM) كشـكل بياني يعكس العائد المطلوب في السوق على كل مستوى من مستويات المخاطر غير المتنوعة (بيتا)، في الشـكل البياني تـم قياس المخاطر عن طريق

بيتا $b$ وتم تمثيلها على المحور الأفقي $x$ والعائد المطلوب r تم رســـمه على المحور العمودي $y$ ، وفي الواقع العملي فإننا نســـتخدم المعادلة الخطية لتقدير العلاقة، المخرجات هي خط مســـتقيم متناســـب يمثل العلاقة التاريخية بين الأســـهم والسوق، ميل هذا الخط هو تقدير بيتا ويُشير إلى مقدار التغير في فائض عوائد الأسهم عندما يتغير فائض عوائد السوق بنسبة 1%.

فعلى ســـبيل المثال إذا أخذنا العائد اليومي للأوراق المالية i والذي يمكن حسابه من خلال الخطوات التالية:

$$R_{i,t} = \ln(P_{i,t+1}) - \ln(P_{i,t})$$

حيث أن $P_{it}$ تمثل سعر الأقفال للأوراق المالية $i$ في اليوم t ، نفس الطريقة يتم تطبيقها عند حســـاب العائد على مؤشرات السوق، سوف نستخدم نموذج السوق لحساب العوائد لأسهم HOGANAS عند الزمن $t$ :

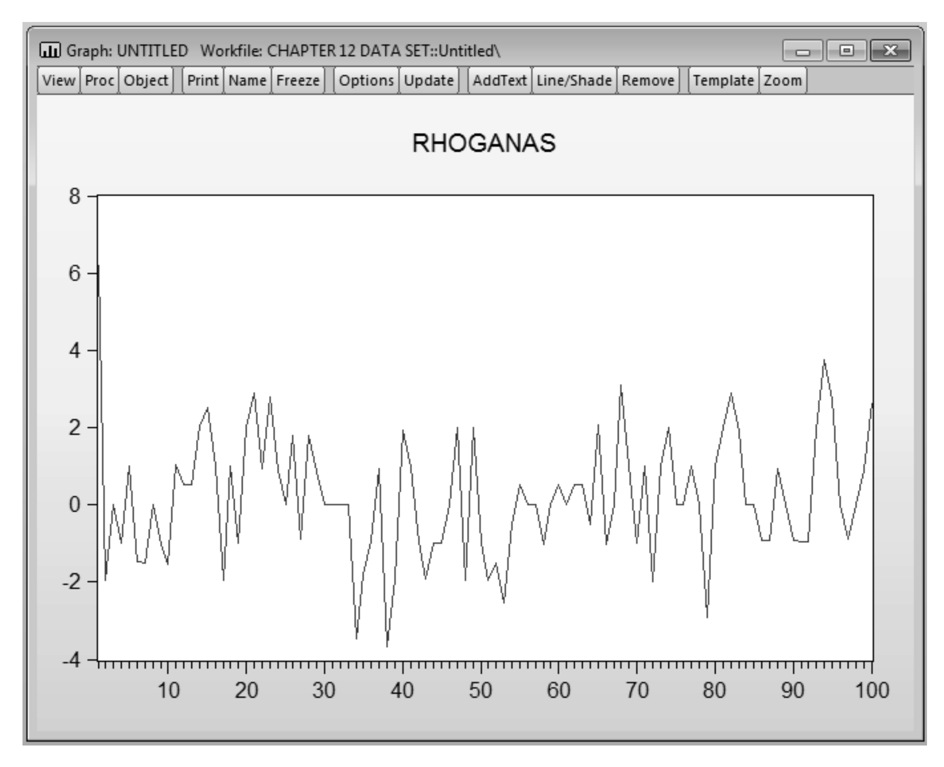
$$RHOGANAS_t = \beta_0 + \beta_1 ROMX_t + u_t$$

حيث أن RHOGANAS و ROMX تمثل العوائد على أسهم HOGANAS في سوق OMX (مؤشر سوق ستوكهولم) عند الفترة الزمنية t على التوالي، سوف نقوم بحساب النموذج السابق لإيجاد المعلمتين α و β باستخدام انحدار OLS، الهدف الأساسي هو أيجاد قيمة β والتي تُشير إلى المخاطر النظامية المتعلقة بأسهم HOGANAS، بيانـــات كلا المتغيرين تم إدخالها لبرنامج EViews والعوائد تم حسابها من خلال تحويل البيانات (الأسعار) إلى اللوغاريتم الطبيعي كما يلي:

LHOGANAS = LOG(HOGANAS)

LOMX = LOG(OMX)

عوائد المتغيرات السابقة يمكن أيجادها كما يلي:




**الشكل 12. 1: الرسم البياني للسلسلة RHOGANAS**

RHOGANAS = LHOGANAS - LHOGANAS(-1)

الشكل 1.12 يوضح أن السلسلة مستقرة و I(0).

أ) $H_0$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة.

ب) السلسلة لها جذر وحدة.

ج) $\alpha = 5\%$ أو 0.05

ليس هناك إحصائية اختبار لحسابها ولكننا نركز على عمود الاحتمال Prob.

د) قيم p-values أكبر من 0.05.

هـ) بما أن قيم p-values أكبر من 0.05 بالتالي لا يمكننا رفض فرض العدم $H_0$ بل نقبله.

و) السلسلة مستقرة.

**1 –** $H_0$ : **السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.**

**2 –** $H_1$ : **السلسلة ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.**

**3 – 5%** = $\alpha$ **أو 0.05 (أنظر الشكل 2.12).**

بناءً على مخرجات الشكل 3.12 فإن إحصائية اختبار ADF تساوي 9.010727-

**4 – قيم 0.000** = p–values

**5 – بما أن قيم** p–values **أقل من 0.05 بالتالي نرفض فرض العدم** $H_0$.

**6 – السلسلة** RHOGANAS **ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.**

الشكل 4.12 يوضح بأن سلسلة ROMX هي سلسلة مستقرة و I(0).

Series: RHOGANAS Workfile: CHAPTER 12 DATA SET::Untitl...

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Sta

Correlogram of RHOGANAS

Date: 04/30/20 Time: 22:52
Sample: 1 100
Included observations: 100

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.149 | 0.149 | 2.2839 | 0.131 |
| | | 2 | 0.016 | -0.006 | 2.3101 | 0.315 |
| | | 3 | -0.003 | -0.005 | 2.3112 | 0.510 |
| | | 4 | -0.029 | -0.028 | 2.3984 | 0.663 |
| | | 5 | 0.065 | 0.075 | 2.8459 | 0.724 |
| | | 6 | 0.059 | 0.040 | 3.2231 | 0.780 |
| | | 7 | 0.089 | 0.076 | 4.0959 | 0.769 |
| | | 8 | 0.045 | 0.020 | 4.3157 | 0.828 |
| | | 9 | -0.019 | -0.026 | 4.3581 | 0.886 |
| | | 10 | -0.007 | -0.002 | 4.3632 | 0.929 |
| | | 11 | -0.068 | -0.070 | 4.9002 | 0.936 |
| | | 12 | 0.032 | 0.043 | 5.0166 | 0.957 |
| | | 13 | 0.054 | 0.032 | 5.3549 | 0.967 |
| | | 14 | 0.032 | 0.014 | 5.4777 | 0.978 |
| | | 15 | -0.046 | -0.063 | 5.7299 | 0.984 |

**الشكل 12. 2: جدول الارتباط للسلسلة RHOGANAS**

**جدول الارتباط للسلسلة ROMX (الشكل 5.12)**

**1 - $H_0$ : ROMX ليس لها جذر وحدة.**

**2 - $H_1$ : ROMX لها جذر وحدة**

**3 - $\alpha$ = 5% أو 0.05**

ليس هناك إحصائية لحسابها ولكننا نركز على عمود الاحتمال Prob

**4 - قيم p–values أكبر من 0.05.**

**5 - بمـــا أن قيم p–values أكبر من 0.05 بالتالي لا يمكننا رفض فرض العدم $H_0$.**

**6 - ROMX هي سلسلة مستقرة.**

**الطريقة الرسمية**

**1 - $H_0$ : ROMX لها جذر وحدة وليست مستقرة.**

**2 - $H_1$ : ROMX ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.**

**3 - $\alpha$ = 5% أو 0.05**

**بنـــاءً على مخرجات الشـــكل 6.12 فـــإن إحصائية اختبار ADF تســـاوي –8.799709**

**4 - قيم p–values = 0.000**

**5 - بما أن قيم p–values أقل من 0.05 بالتالي نرفض فرض العدم $H_0$.**

**6 - ROMX ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.**

**جدول الارتباط للبواقي (الشكل 8.12)**

**1 - $H_0$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة.**

**2 - $H_1$ : السلسلة لها جذر وحدة.**

**3 - $\alpha$ = 5% أو 0.05**

Series: RHOGANAS Workfile: CHAPTER 12 DATA SET::Un...

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RHOGANAS

Null Hypothesis: RHOGANAS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -9.010727 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.497727 | |
| | 5% level | -2.890926 | |
| | 10% level | -2.582514 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RHOGANAS)
Method: Least Squares
Date: 04/30/20 Time: 22:59
Sample (adjusted): 2 100
Included observations: 99 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| RHOGANAS(-1) | -0.848125 | 0.094124 | -9.010727 | 0.0000 |
| C | 0.106146 | 0.152371 | 0.696631 | 0.4877 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.455647 | Mean dependent var | -0.035645 |
| Adjusted R-squared | 0.450035 | S.D. dependent var | 2.033406 |
| S.E. of regression | 1.507966 | Akaike info criterion | 3.679396 |
| Sum squared resid | 220.5742 | Schwarz criterion | 3.731822 |
| Log likelihood | -180.1301 | Hannan-Quinn criter. | 3.700607 |
| F-statistic | 81.19320 | Durbin-Watson stat | 1.765989 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

**الشكل 12. 3: اختبار جذر الوحدة RHOGANAS**

ليس هناك إحصائية لحسابها ولكننا نركز على عمود الاحتمال Prob.

**4 – قيم p–values أكبر من 0.05.**

**5 – بما أن قيم p–values أكبر من 0.05 فهذا يعني أنه لا يمكننا رفض فرض العدم $H_0$ بل يتم قبوله.**

**6 - السلسلة مستقرة.**

الشكل 12.9 يعرض البواقي وهي مستقرة.

**اختبار جذر الوحدة للبواقي (الشكل 10.12)**

**1 - $H_0$ : السلسلة لها جذر وحدة وليست مستقرة.**

**2 - $H_1$ : السلسلة ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.**

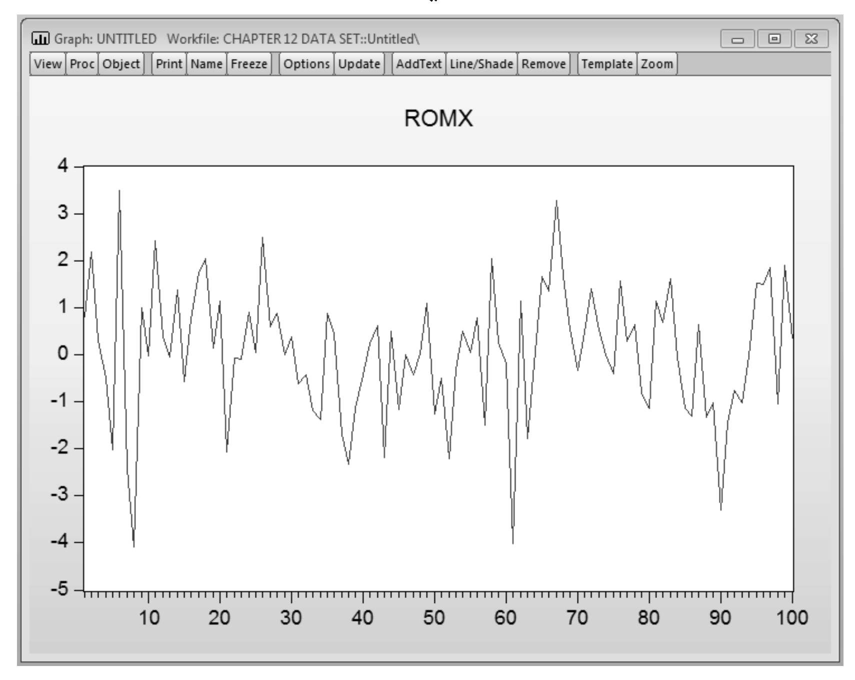
**3 - $\alpha = 5\%$ أو 0.05**

**إحصائية اختبار ADF تساوي 9.653714-**

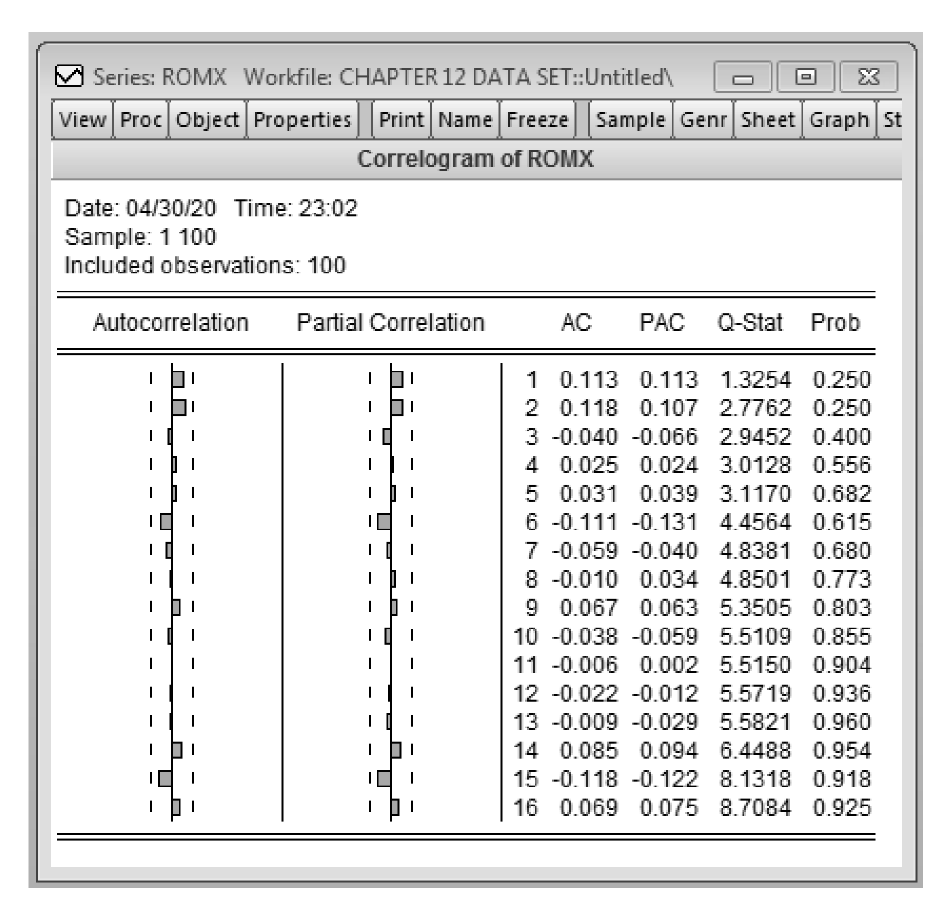
**4 - قيم p-values = 0.000**

**5 - بمــا أن قيم p-values أقل من 0.05 فإننــا بالتالي نرفض فرض العدم $H_0$ ونقبل الفرض البديل.**

**6 - السلسلة ليس لها جذر وحدة وهي مستقرة.**




**الشكل 12. 4: رسم بياني للسلسلة ROMX**


Series: ROMX Workfile: CHAPTER 12 DATA SET::Untitled\

Correlogram of ROMX

Date: 04/30/20 Time: 23:02
Sample: 1 100
Included observations: 100

| | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.113 | 0.113 | 1.3254 | 0.250 |
| 2 | 0.118 | 0.107 | 2.7762 | 0.250 |
| 3 | -0.040 | -0.066 | 2.9452 | 0.400 |
| 4 | 0.025 | 0.024 | 3.0128 | 0.556 |
| 5 | 0.031 | 0.039 | 3.1170 | 0.682 |
| 6 | -0.111 | -0.131 | 4.4564 | 0.615 |
| 7 | -0.059 | -0.040 | 4.8381 | 0.680 |
| 8 | -0.010 | 0.034 | 4.8501 | 0.773 |
| 9 | 0.067 | 0.063 | 5.3505 | 0.803 |
| 10 | -0.038 | -0.059 | 5.5109 | 0.855 |
| 11 | -0.006 | 0.002 | 5.5150 | 0.904 |
| 12 | -0.022 | -0.012 | 5.5719 | 0.936 |
| 13 | -0.009 | -0.029 | 5.5821 | 0.960 |
| 14 | 0.085 | 0.094 | 6.4488 | 0.954 |
| 15 | -0.118 | -0.122 | 8.1318 | 0.918 |
| 16 | 0.069 | 0.075 | 8.7084 | 0.925 |

**الشكل 12. 5: جدول الارتباط لـ ROMX**

Series: ROMX Workfile: CHAPTER 12 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | S

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on ROMX

Null Hypothesis: ROMX has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -8.799709 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.497727 | |
| | 5% level | -2.890926 | |
| | 10% level | -2.582514 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(ROMX)
Method: Least Squares
Date: 04/30/20 Time: 23:03
Sample (adjusted): 2 100
Included observations: 99 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| ROMX(-1) | -0.886545 | 0.100747 | -8.799709 | 0.0000 |
| C | 0.029665 | 0.142159 | 0.208673 | 0.8351 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.443919 | Mean dependent var | -0.004874 |
| Adjusted R-squared | 0.438186 | S.D. dependent var | 1.886384 |
| S.E. of regression | 1.413925 | Akaike info criterion | 3.550612 |
| Sum squared resid | 193.9209 | Schwarz criterion | 3.603038 |
| Log likelihood | -173.7553 | Hannan-Quinn criter. | 3.571824 |
| F-statistic | 77.43488 | Durbin-Watson stat | 2.018622 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

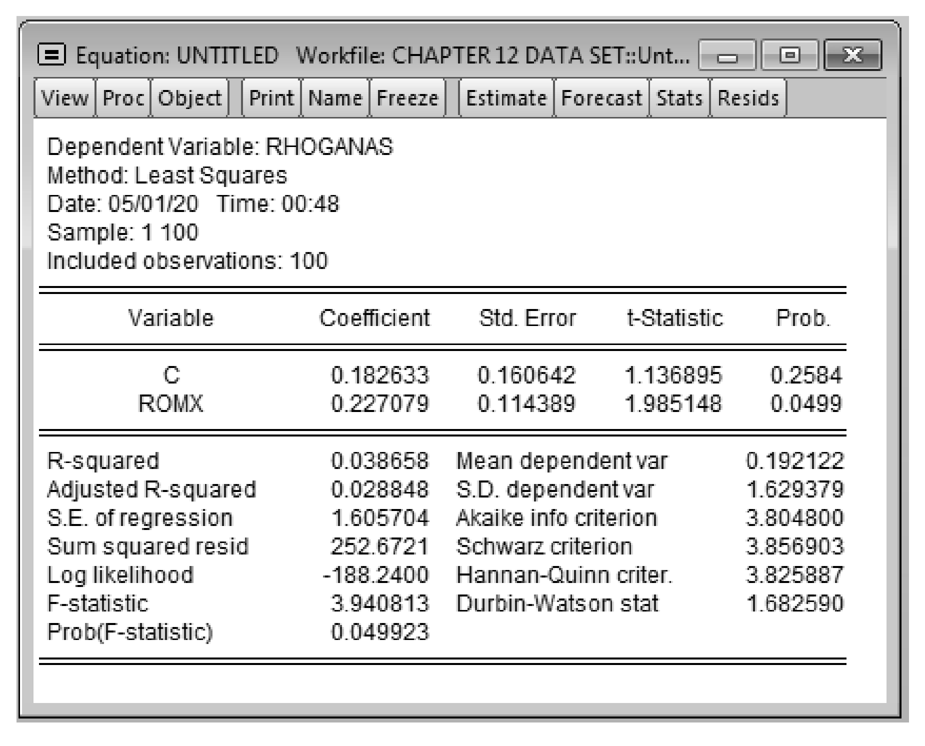
**الشكل 12. 6: اختبار جذر الوحدة للسلسلة ROMX**

## 2.12 تحليل البواقي

### 1. تحليل الارتباط الذاتي

اختبار الارتباط التسلسلي LM

في برنامج EViews بعد حساب الارتباط الأساسي اختر View > Residual Diagnostics > Serial Correlation LM test المخرجات يفترض أنها ستكون مثل المعروضة في الشكل 12.11.



Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 12 DATA SET::Unt...

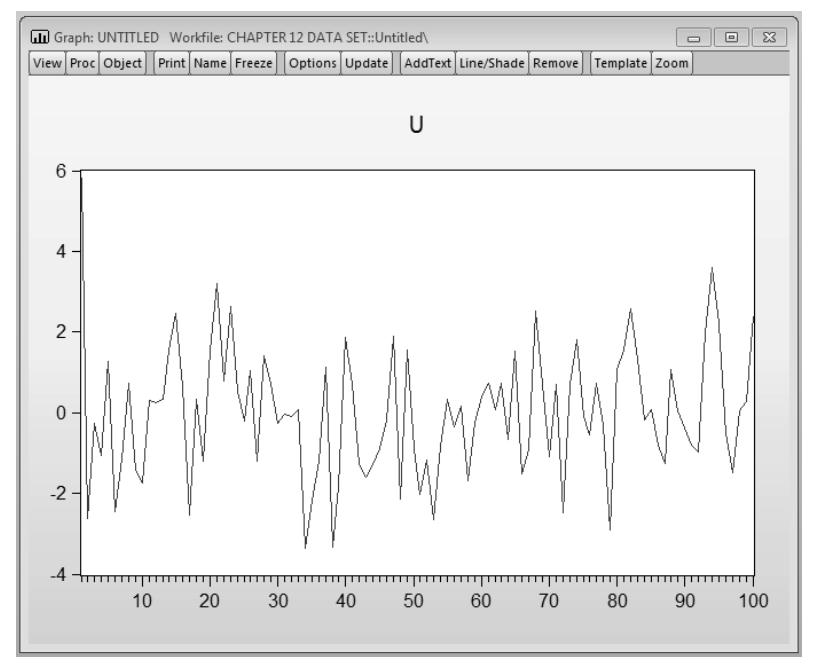
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: RHOGANAS
Method: Least Squares
Date: 05/01/20 Time: 00:48
Sample: 1 100
Included observations: 100

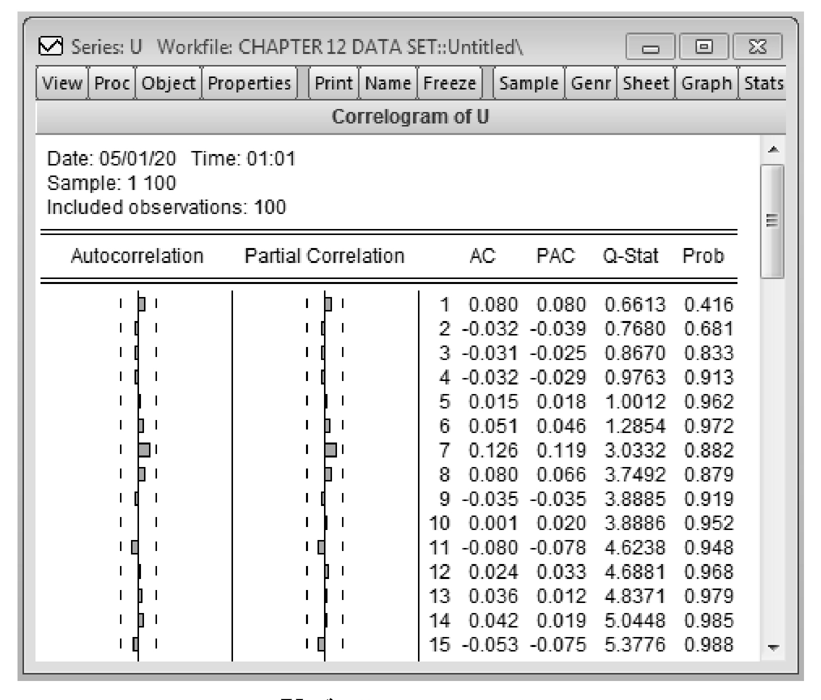
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.182633 | 0.160642 | 1.136895 | 0.2584 |
| ROMX | 0.227079 | 0.114389 | 1.985148 | 0.0499 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.038658 | Mean dependent var | 0.192122 |
| Adjusted R-squared | 0.028848 | S.D. dependent var | 1.629379 |
| S.E. of regression | 1.605704 | Akaike info criterion | 3.804800 |
| Sum squared resid | 252.6721 | Schwarz criterion | 3.856903 |
| Log likelihood | -188.2400 | Hannan-Quinn criter. | 3.825887 |
| F-statistic | 3.940813 | Durbin-Watson stat | 1.682590 |
| Prob(F-statistic) | 0.049923 | | |

**الشكل 12 .7: مخرجات الانحدار للسلسلة RHOGANAS (الثابت ليس ذو معنوية إحصائية)**




الشكل 12. 8: جدول الارتباط للسلسلة U



Series: U Workfile: CHAPTER 12 DATA SET::Untitled\

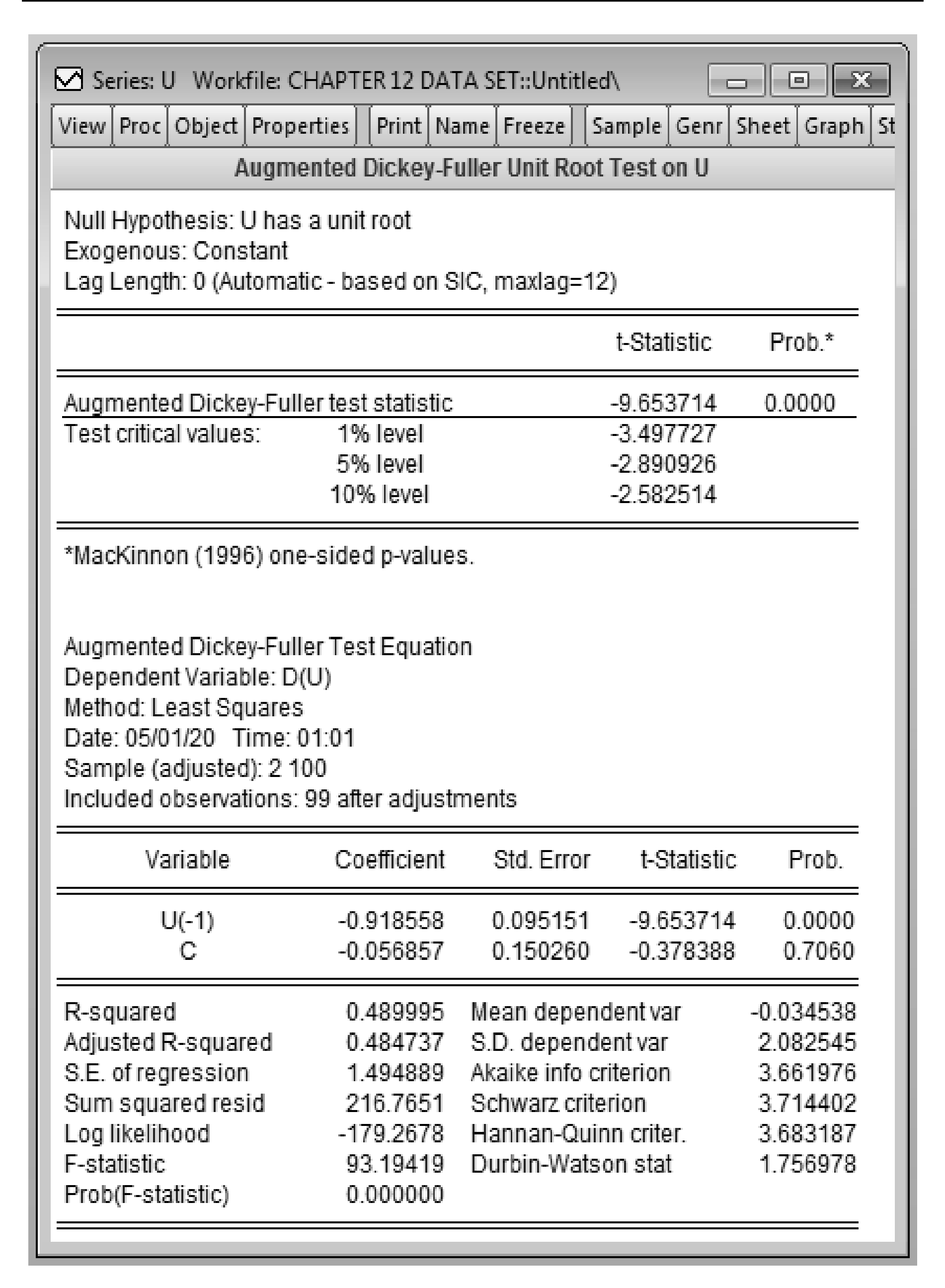
View Proc Object Properties Print Name Freeze Sample Genr Sheet Graph Stats

Correlogram of U

Date: 05/01/20 Time: 01:01
Sample: 1 100
Included observations: 100

| | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.080 | 0.080 | 0.6613 | 0.416 |
| 2 | -0.032 | -0.039 | 0.7680 | 0.681 |
| 3 | -0.031 | -0.025 | 0.8670 | 0.833 |
| 4 | -0.032 | -0.029 | 0.9763 | 0.913 |
| 5 | 0.015 | 0.018 | 1.0012 | 0.962 |
| 6 | 0.051 | 0.046 | 1.2854 | 0.972 |
| 7 | 0.126 | 0.119 | 3.0332 | 0.882 |
| 8 | 0.080 | 0.066 | 3.7492 | 0.879 |
| 9 | -0.035 | -0.035 | 3.8885 | 0.919 |
| 10 | 0.001 | 0.020 | 3.8886 | 0.952 |
| 11 | -0.080 | -0.078 | 4.6238 | 0.948 |
| 12 | 0.024 | 0.033 | 4.6881 | 0.968 |
| 13 | 0.036 | 0.012 | 4.8371 | 0.979 |
| 14 | 0.042 | 0.019 | 5.0448 | 0.985 |
| 15 | -0.053 | -0.075 | 5.3776 | 0.988 |

الشكل 12. 9: رسم للبواقي U



Series: U Workfile: CHAPTER 12 DATA SET::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | St

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on U

Null Hypothesis: U has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -9.653714 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.497727 | |
| | 5% level | -2.890926 | |
| | 10% level | -2.582514 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(U)
Method: Least Squares
Date: 05/01/20 Time: 01:01
Sample (adjusted): 2 100
Included observations: 99 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| U(-1) | -0.918558 | 0.095151 | -9.653714 | 0.0000 |
| C | -0.056857 | 0.150260 | -0.378388 | 0.7060 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.489995 | Mean dependent var | -0.034538 |
| Adjusted R-squared | 0.484737 | S.D. dependent var | 2.082545 |
| S.E. of regression | 1.494889 | Akaike info criterion | 3.661976 |
| Sum squared resid | 216.7651 | Schwarz criterion | 3.714402 |
| Log likelihood | -179.2678 | Hannan-Quinn criter. | 3.683187 |
| F-statistic | 93.19419 | Durbin-Watson stat | 1.756978 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

الشكل 12. 10: اختبار جذر الوحدة للبواقي U

Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 12 DATA SET::U...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.395549 | Prob. F(2,96) | 0.6744 |
| Obs*R-squared | 0.817325 | Prob. Chi-Square(2) | 0.6645 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 05/01/20 Time: 00:52
Sample: 1 100
Included observations: 100
Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.001521 | 0.161714 | 0.009407 | 0.9925 |
| ROMX | -0.010890 | 0.118413 | -0.091968 | 0.9269 |
| RESID(-1) | 0.086804 | 0.104741 | 0.828750 | 0.4093 |
| RESID(-2) | -0.038072 | 0.104362 | -0.364813 | 0.7161 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.008173 | Mean dependent var | -4.44E-17 |
| Adjusted R-squared | -0.022821 | S.D. dependent var | 1.597574 |
| S.E. of regression | 1.615701 | Akaike info criterion | 3.836593 |
| Sum squared resid | 250.6070 | Schwarz criterion | 3.940800 |
| Log likelihood | -187.8296 | Hannan-Quinn criter. | 3.878767 |
| F-statistic | 0.263699 | Durbin-Watson stat | 1.839912 |
| Prob(F-statistic) | 0.851394 | | |

**الشكل 12. 11: اختبار الارتباط التسلسلي LM**

أ) $H_0$ : لا يوجد ارتباط تسلسلي.

ب) $H_1$ : يوجد ارتباط تسلسلي.

ج) $\alpha = 5\%$ أو 0.05

د) قيمة p-value = 0.6645

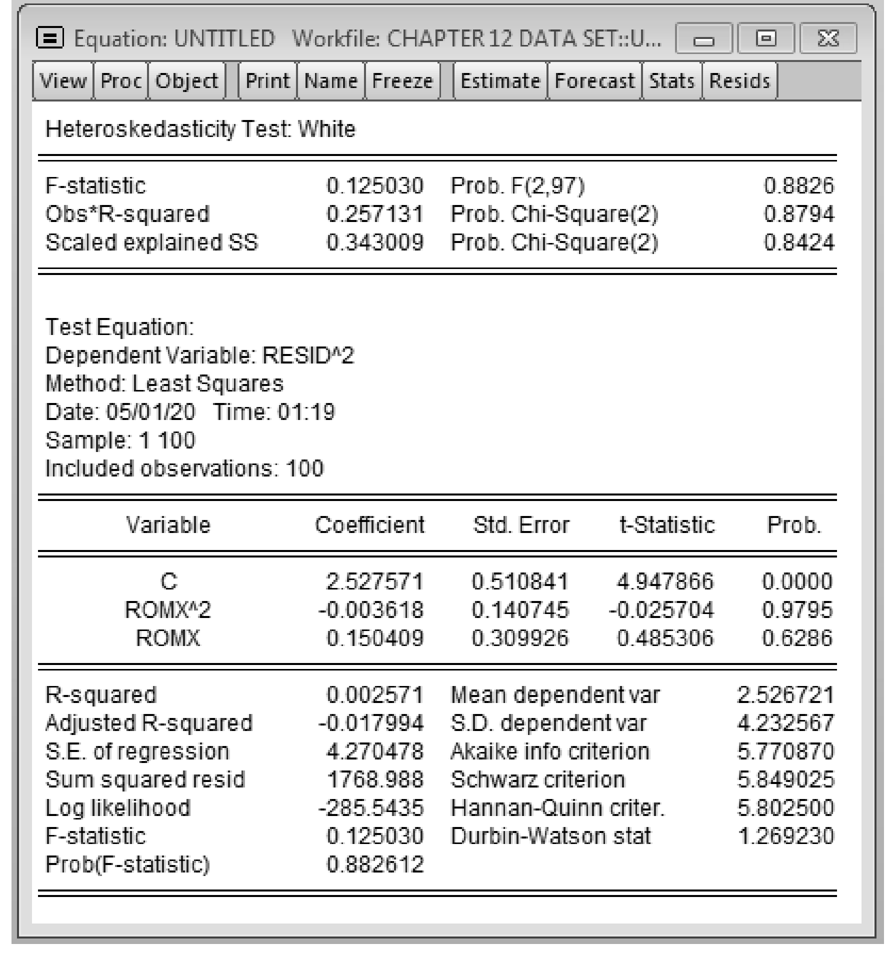
هـ) بما أن قيمة p-value أكبر من 0.05 لذلك لا نستطيع رفض فرض العدم $H_0$.

و) لا يوجد هناك ارتباط تسلسلي.

## 2. اختبار اختلاف التباين

يُسمى كذلك بالاختبار الأبيض في EViews

يقوم برنامج EViews بإجراء هذا الاختبار فقط انقر على شاشة مخرجات الانحدار ببرنامج EViews وانقر على View > Residual Diagnostics > Heteroscedasticity Test ثم اختر white ثم انقر OK سوف تحصل على مخرجات الشكل 12.12.



Equation: UNTITLED Workfile: CHAPTER 12 DATA SET::U...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: White

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.125030 | Prob. F(2,97) | 0.8826 |
| Obs*R-squared | 0.257131 | Prob. Chi-Square(2) | 0.8794 |
| Scaled explained SS | 0.343009 | Prob. Chi-Square(2) | 0.8424 |

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/01/20 Time: 01:19
Sample: 1 100
Included observations: 100

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C | 2.527571 | 0.510841 | 4.947866 | 0.0000 |
| ROMX^2 | -0.003618 | 0.140745 | -0.025704 | 0.9795 |
| ROMX | 0.150409 | 0.309926 | 0.485306 | 0.6286 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.002571 | Mean dependent var | 2.526721 |
| Adjusted R-squared | -0.017994 | S.D. dependent var | 4.232567 |
| S.E. of regression | 4.270478 | Akaike info criterion | 5.770870 |
| Sum squared resid | 1768.988 | Schwarz criterion | 5.849025 |
| Log likelihood | -285.5435 | Hannan-Quinn criter. | 5.802500 |
| F-statistic | 0.125030 | Durbin-Watson stat | 1.269230 |
| Prob(F-statistic) | 0.882612 | | |

**الشكل 12. 12: اختبار اختلاف التباين في EViews**

أ ) $H_0$ : تباين البواقي متجانس.

ب) $H_1$ : تباين البواقي غير متجانس.

ج) $\alpha = 5\%$ أو 0.05

د ) قيمة p–value = 0.8794

هـ) بما أن قيمة p–value أكبر من 0.05 فلا يمكننا رفض فرض العدم بل نقبله.

و ) لا وجود لمشكلة اختلاف التباين.

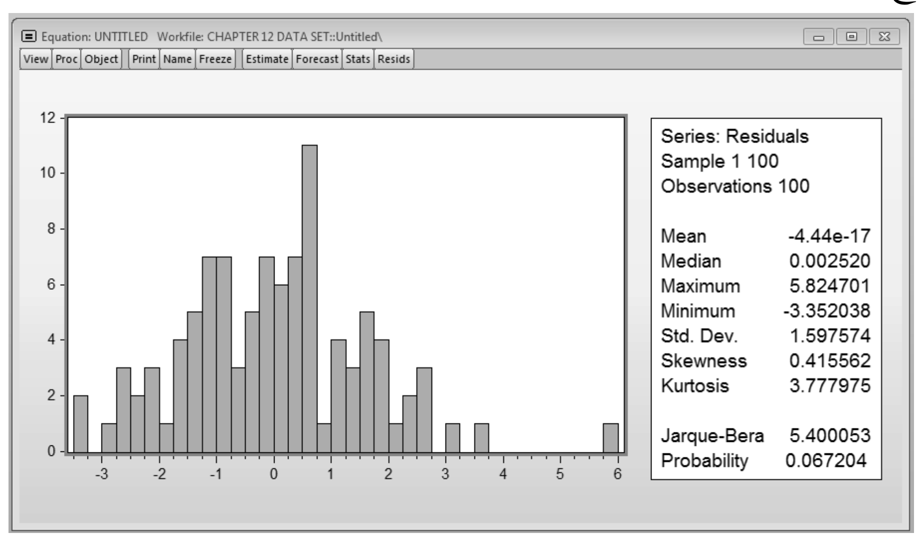
## 3. اختبار التوزيع الطبيعي

انقر على View > Residual Diagnostics > Histogram Normality Test ثم انقر OK سوف تحصل على المخرجات المعروضة في الشكل 12.13.

أ) $H_0$ : البواقي تتوزع توزيع طبيعي.

ب) $H_1$ : البواقي لا تتوزع توزيع طبيعي.

ج) $\alpha = 5\%$ أو 0.05




**الشكل 12. 13: اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي**

إحصائية اختبار جاركيوبيرا تساوي 5.400053

د) قيمة p-value = 0.067204

هـ) بما أن قيمة p-value أكبر من 0.05 لذلك لا يمكننا رفض فرض العدم $H_0$.

و) البواقي تتوزع توزيع طبيعي.

نموذج الانحدار يمكن كتابته على الصيغة التالية:

RHOGANAS = 0.182633 + 0.227079 ROMX

**اختبار معامل β**

**1** - $H_0$ : **0** = $\beta_1$

**2** - $H_1$ : **0** ≠ $\beta_1$

**3** - **5%** = α أو **0.05**

**4** - $t_{\beta 1} = \frac{\text{معامل } \beta_1 \text{-} \beta_1(\beta_1)}{S.E(\beta_1)} = \frac{0.227079-0}{0.114389} = 1.985145$

**5** - **قيمة 0.0499** = p-value

**6 - يمكننا رفض فرض العدم** $H_0$ **لأن** p-value **أقل من 0.05 فالاختبار ذو معنوية إحصائية.**

**7 - المعامل ذو معنوية إحصائية.**

**القرار الذي يتم اتخاذه بناءً على نموذج CAPM**

بما أن β = 0.227079 أقل من الواحد فإننا نستنتج بأن الأسهم لها مخاطر نظامية أقل من مخاطر السوق، فمخاطر السوق يفترض أن تساوي 1، وبما أن العائد السوقي يزيد بنسبة 1% لذلك فإن العائد المتوقع للأسهم RHOGANAS يزيد بمقدار 0.227079%.

